



Manuel de référence pour l'installation de dispositifs permanents en forêt de production dans le Bassin du Congo

Nicolas Picard, Sylvie Gourlet-Fleury

► To cite this version:

Nicolas Picard, Sylvie Gourlet-Fleury. Manuel de référence pour l'installation de dispositifs permanents en forêt de production dans le Bassin du Congo. COMIFAC, pp.265, 2008. <cirad-00339816>

HAL Id: cirad-00339816

<http://hal.cirad.fr/cirad-00339816>

Submitted on 19 Nov 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Manuel de référence pour l'installation de dispositifs permanents en forêt de production dans le Bassin du Congo

La réforme des codes forestiers des États d'Afrique Centrale entreprise entre 1994 et 2002 a généralisé la mise en place des plans d'aménagement. L'élaboration de ces plans nécessite des connaissances sur la dynamique des populations d'arbres et des peuplements forestiers, avant et après exploitation. Les dispositifs permanents, dans lesquels les arbres sont suivis de manière individuelle à intervalles de temps réguliers, permettent de répondre à cette préoccupation en fournissant les paramètres clés de la dynamique des espèces : taux de mortalité, de croissance, de recrutement. Sous la double impulsion de l'aménagement et de la certification forestière, le nombre de dispositifs permanents mis en place dans les forêts d'Afrique Centrale s'est significativement accru ces dernières années. Cependant les méthodes de mise en place de ces dispositifs restent disparates, chaque opérateur utilisant son propre protocole. Cette hétérogénéité des protocoles limite les possibilités d'analyse comparée des résultats des dispositifs permanents à l'échelle sous-régionale, et donc la possibilité de valoriser pleinement les données acquises pour le bénéfice de l'ensemble des parties prenantes de la gestion forestière.

L'objectif de ce manuel est de fournir un référentiel scientifique et technique auquel toute personne soucieuse de mettre en place un dispositif permanent de suivi de la dynamique forestière pourra se référer. S'il vise à une meilleure harmonisation des protocoles à l'échelle sous-régionale, il ne constitue pas pour autant une norme à suivre : liberté est laissée à chacun de décliner les principes scientifiques rigoureux exposés dans ce manuel en fonction de son contexte local. Ce manuel s'attache notamment à apporter des éléments de réponse aux questions suivantes :

- Quelle est la taille du dispositif à mettre en place en fonction de la précision escomptée pour estimer un paramètre clé de l'aménagement, à savoir le taux de reconstitution du stock exploité ?
- Quelles sont les meilleures techniques de mise en place sur le terrain de ces dispositifs ?

Nicolas Picard est chercheur dans l'Unité Propre de Recherche « Dynamique des Forêts Naturelles » du CIRAD. Il travaille depuis plus de dix ans sur la modélisation de la dynamique des écosystèmes forestiers tropicaux, secs et humides.

Sylvie Gourlet-Fleury est responsable de l'Unité Propre de Recherche « Dynamique des Forêts Naturelles » du CIRAD. Elle travaille depuis plus de 15 ans sur les déterminants de la dynamique des forêts tropicales humides, et sur l'intégration des connaissances écologiques dans les modèles de dynamique forestière.

Avec la participation de

Département
Environnements et
Sociétés

UPR Dynamique des
forêts naturelles

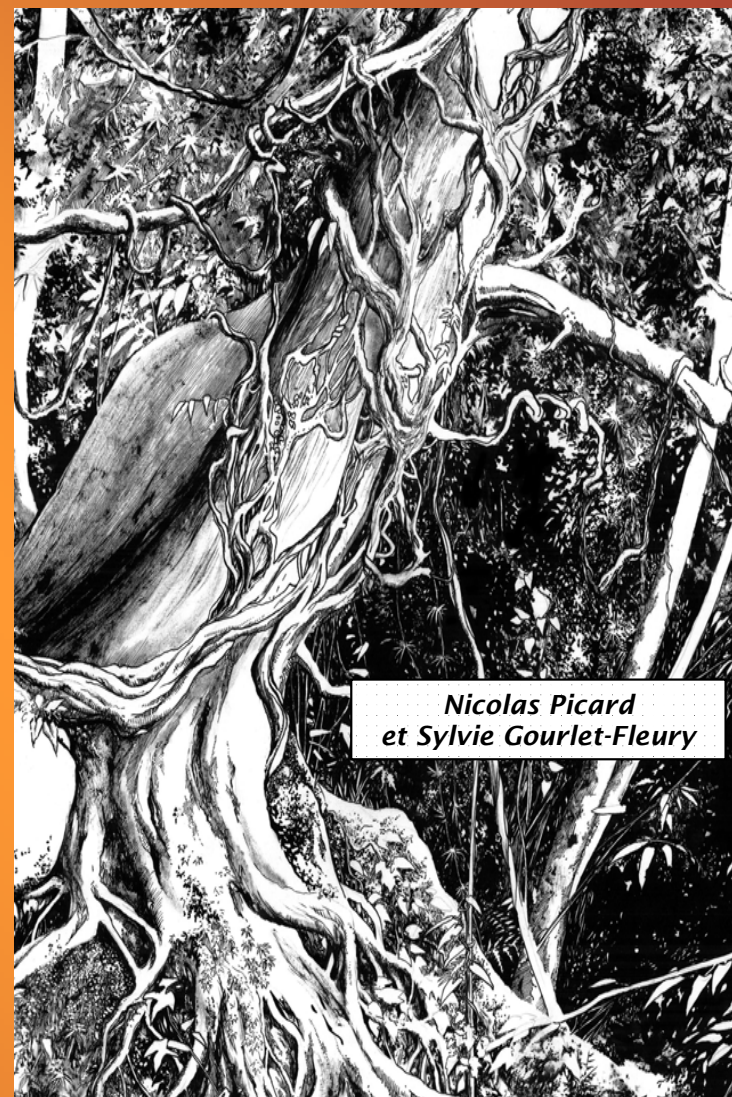


Juin 2008



COMMISSION DES FORÊTS D'AFRIQUE CENTRALE

MANUEL DE RÉFÉRENCE POUR L'INSTALLATION DE DISPOSITIFS PERMANENTS EN FORÊT DE PRODUCTION DANS LE BASSIN DU CONGO



*Nicolas Picard
et Sylvie Gourlet-Fleury*

Dessin : Luk (alias Luc Durrieu de Madron). - Couverture Annie Molina

Manuel de référence pour l'installation de dispositifs permanents en forêt de production dans le Bassin du Congo

COMMISSION DES FORÊTS D'AFRIQUE CENTRALE

**Manuel de référence pour l'installation
de dispositifs permanents en forêt de production
dans le Bassin du Congo**

Nicolas Picard et Sylvie Gourlet-Fleury

CIRAD

*Département Environnements et Sociétés
UPR Dynamique des forêts naturelles*

Juin 2008

Ce rapport fait partie de la commande n° 3132/07 du SCAC de l'ambassade de France au Cameroun, intitulée : *Mise en place d'un « Protocole unifié pour accompagner l'installation de parcelles permanentes de suivi de la végétation dans le bassin du Congo »*.

Commission des Forêts d'Afrique Centrale (COMIFAC)
Secrétariat exécutif
BP 20818 Bastos
Yaoundé, Cameroun

Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour
le Développement (CIRAD)
BP 4035
Libreville, Gabon

Préface

Ce manuel sur les dispositifs permanents de suivi de la dynamique forestière est une nouvelle illustration des actions menées par le Secrétariat Exécutif de la COMIFAC, avec l'appui de la facilitation franco-allemande, pour la mise en œuvre du plan de convergence sous-régional. Il s'agit plus particulièrement ici de poursuivre les efforts en vue d'harmoniser les politiques forestières nationales, dans la suite des travaux déjà menés sur le contrôle forestier et la gestion des produits forestiers non ligneux d'origine végétale.

Depuis une dizaine d'années, la réforme des codes forestiers des États d'Afrique Centrale a généralisé la mise en place des plans d'aménagement forestier. Initiée dans les grandes concessions forestières, la démarche d'aménagement durable s'étend aujourd'hui aux petits exploitants, comme c'est le cas au Gabon et très prochainement au Congo.

Malheureusement, si les techniques d'exploitation sont aujourd'hui bien maîtrisées, l'état des connaissances sur l'écologie des espèces d'arbres exploitées, ou plus généralement des peuplements forestiers dans lesquels a lieu l'exploitation reste très parcellaire. L'enjeu est aujourd'hui de pouvoir justifier que les règles d'exploitation sont bien en adéquation avec les capacités de production et de reconstitution naturelle des peuplements forestiers. Cela signifie qu'il faut acquérir, dans les concessions forestières, des informations sur la structure et la dynamique des principales espèces et des peuplements, avant et après exploitation. Pour faire face à cet enjeu, nombre de compagnies forestières ont mis en place un dispositif de suivi des peuplements, mais force est de constater que ces initiatives se sont développées de manière isolée, sans véritable soutien scientifique faute d'appui extérieur et de référentiel validé à l'échelle de la sous région.

Le présent manuel vise à définir un référentiel scientifique et technique auquel tout acteur souhaitant installer un dispositif permanent de suivi de la dynamique des populations et des peuplements pourra se référer. C'est une première étape vers l'harmonisation des protocoles pour la mise en place des dispositifs permanents des forêts du Bassin du Congo. Les étapes ultérieures consisteront à réfléchir sur la mise en place de ces dispositifs à l'échelle sous-régionale et à formuler des directives qui pourront être proposées aux États afin de normaliser les dispositifs permanents à l'échelle du Bassin du Congo. De manière plus pragmatique, le référentiel technique que constitue le présent manuel devra être décliné en guides techniques de terrain. Au-delà de l'évaluation des aménagements forestiers, la mise en place d'un réseau harmonisé de dispositifs permanents à l'échelle du bassin du Congo permettra de faire face à des enjeux émergents tels que la gestion des stocks de carbone et la réduction des émissions liées à la déforestation et à la dégradation.

J'espère vivement que ce manuel vous sera utile pour l'installation de dispositifs permanents de suivi en forêt de production et vous souhaite par conséquent d'en faire bon usage.

Prof. Jonas NAGAHUEDI MBONGU SODI
*Secrétaire Exécutif de la Commission
des forêts d'Afrique Centrale (COMIFAC)*

Sommaire

Préface	i
Remerciements	v
Avant-propos	vii
Introduction	1
1 État des lieux	9
2 Planification	35
3 Mise en place	63
4 Traitement des données	115
5 Application	135
Conclusion	147
Annexes	151
A Théorie	151
Bibliographie	217
Table des matières	241
Lexique des principaux termes employés	245
Liste des symboles mathématiques	247

Liste des tableaux	251
Table des figures	255
Liste des encadrés	259

Remerciements

Les auteurs remercient en premier lieu le Secrétariat Exécutif de la COMIFAC pour leur avoir confié cette étude. Nous souhaitons que cela montre l'importance des dispositifs permanents pour le suivi de la dynamique forestière à l'échelle sous-régionale en Afrique centrale, et espérons que cette étude contribuera au plan de convergence de la COMIFAC. La rédaction de ce manuel a été financée par le Ministère français des affaires étrangères, à travers la commande n° 3132/07 du service de coopération et d'action culturelle de l'ambassade de France au Cameroun. Le manuel a été examiné par deux instances externes : d'une part, sur le plan scientifique, par un comité scientifique qui s'est tenu à Montpellier le 29 mai 2007 et, d'autre part, lors d'un atelier sous-régional de validation organisé par le Secrétariat Exécutif de la COMIFAC, qui s'est tenu à Douala les 21–22 avril 2008. Nous tenons à remercier Thierry Liabastre pour l'appui déterminant qu'il a apporté à la réalisation de cette étude. Nous tenons à remercier le Secrétariat Exécutif de la COMIFAC, et en particulier Elizabeth Ayuk, pour l'organisation de l'atelier sous-régional de validation.

Nous sommes très reconnaissants aux professeurs Mike D. Swaine et David M. Newbery ainsi qu'à François Goreaud pour avoir bien voulu prendre part au comité scientifique qui a examiné les propositions faites dans ce manuel. Nous remercions également tous les participants à l'atelier sous-régional de Douala pour l'importance qu'ils ont accordée à l'examen de ce manuel et aux questions y afférentes.

Nos remerciements vont à Mesdames et Messieurs Mathieu Auger-Schwartzberg, Vincent Beligné, Bruno Bokoto de Semboli, Georges Claver Boundzanga, Alain Daumerie, Benoît Demarquez, Olivier Desmet, Maurice Diabangouya, Jean-Louis Doucet, Émilien Dubiez, Caroline Duhesme, Éric Forni, Jefferson Hall, Jacques Huleux, Félix Koubouana, Joël Loumeto, Constantin Lubini, José Madomi, Théo-

dore Mbaro, Émile Mokoko, Robert Nasi, Crisantos Obama, Ingrid Parmentier, Alain Penelon, John Poulsen, Bruno Senterre, Bonaventure Sonké, Duncan Thomas, Jacqueline Van de Pol, Marc Vandenhoute et Lee White pour le temps qu'ils ont bien voulu consacrer au questionnaire d'enquête sur les dispositifs permanents en Afrique centrale et pour l'intérêt qu'ils ont porté à cette étude.

Nous tenons à remercier le Ministère des Eaux, Forêts, Chasse, Pêche, chargé de l'Environnement de la République centrafricaine, ainsi que l'Institut Centrafricain de Recherche Agronomique pour la mise à disposition des données du dispositif de Mbaïki. Nous remercions enfin Pierrette Chagneau et Frédéric Mortier pour certains calculs non publiés qu'ils ont réalisés sur les modèles matriciels, et qui seront repris ici.

Avant-propos

Le présent manuel a pour ambition de constituer un référentiel scientifique et technique, un guide auquel toute personne ou organisme soucieux de mettre en place un dispositif de suivi/évaluation de la dynamique des peuplements et des populations dans un contexte statistique rigoureux peut se référer. Il ne constitue en aucun cas une norme qu'il s'agirait d'imposer aux états et/ou aux concessionnaires de la sous-région. Le chapitre 2 du présent manuel présente un dispositif permanent de référence. Ce dispositif doit être vu comme un dispositif « idéal » d'un point de vue scientifique dans le sens où il répond aux exigences scientifiques de précision, mais il ne doit pas être vu comme « le » dispositif à dupliquer en tout lieu, car ce dispositif idéal fait abstraction des contraintes de faisabilité. Dans des étapes ultérieures, le présent manuel sera décliné en guides de terrain expliquant l'itinéraire technique de mise en place des dispositifs permanents, dans le cas d'une part du dispositif « idéal » et d'autre part de dispositifs plus légers pouvant être répliqués à coût moindre.

Introduction

La réforme des codes forestiers des États d'Afrique Centrale entreprise entre 1994 et 2002 a généralisé l'utilisation des plans d'aménagement pour la gestion des forêts du bassin du Congo (Karsenty, 2006). Ces plans d'aménagement visent à la gestion durable, concept qui dépasse celui de gestion soutenue en intégrant les fonctions écologiques et sociales de la forêt (FAO, 1992 ; Estève, 2001). La gestion durable peut être évaluée à l'aide de critères et indicateurs, dont la satisfaction ouvre la voie à la certification (Mimbimi Esono & Foteu Kameni, 1999 ; OAB-OIBT, 2003 ; SGS Qualifor, 2005 ; TERE, 2006).

La production soutenue de bois n'est pas une condition suffisante de la gestion durable, mais c'en est du moins une condition nécessaire. Elle suppose un équilibre entre les prélèvements d'une part et le renouvellement naturel de la ressource d'autre part. Les plans d'aménagement prévoient ainsi le volume exploitable en fonction de la possibilité de la forêt, c'est-à-dire le recrû en gros bois (arbres de diamètre supérieur au diamètre minimum d'exploitation) durant une rotation. Comme le précise l'indicateur 2.3.2 de gestion durable établi par l'OAB-OIBT (2003) : « la rotation et la possibilité sont clairement établies et sont compatibles avec une production soutenue. » La possibilité est estimée pour chacune des espèces commerciales et le volume exploitable, pour chacune de ces espèces, est généralement calculé comme un pourcentage (le taux de reconstitution du stock) de la possibilité. Le calcul de la possibilité nécessite de connaître d'une part l'état initial du peuplement, ce qui fait l'objet de l'inventaire forestier préalable, et d'autre part les paramètres de la dynamique forestière : croissance, recrutement, mortalité, aussi bien en conditions non perturbées qu'après perturbation (réaction du peuplement à une ouverture créée par l'exploitation). La rotation doit être adaptée à la possibilité pour assurer une production soutenue de bois et donc,

comme l'exprime le sous-indicateur 2.3.2.2 de l'OAB-OIBT (2003) : « la rotation est basée sur les rythmes de croissance, les diamètres minima d'exploitabilité et les données issues de l'inventaire d'aménagement. »

Une des limites actuelles des plans d'aménagement est que le calcul de la possibilité est rarement réalisé au-delà d'une rotation (Doucet, 2003), alors qu'une production soutenue doit l'être en théorie à plus long terme. Comme le recommande le sous-indicateur 2.3.2.3 de l'OAB-OIBT (2003) : « le plan d'aménagement établit des perspectives au-delà de la première rotation. » Les raisons de cette absence de vision à long terme sont liées au déficit de connaissances sur la dynamique forestière. Comme nous le verrons plus loin, l'imprécision que l'on a sur les paramètres démographiques spécifiques induit déjà une forte imprécision sur l'estimation du taux de reconstitution du stock à l'échéance d'une rotation. Et l'imprécision ne fait que croître avec la durée de la projection temporelle. Qui plus est, à moyen et long terme, l'exploitation induit un glissement de la composition spécifique qu'il est très difficile de prédire. Les processus sous-jacents sont ceux de la compétition inter-spécifique et surtout de la régénération, qui constitue bien souvent le talon d'Achille des prédictions.

Le calcul de la possibilité fait appel à des outils mathématiques qui sont, sous une forme plus ou moins simplifiée, des modèles de dynamique forestière. L'idée n'est pas nouvelle : les tables de production sont leur pendant pour les peuplements homogènes (c'est-à-dire composés d'arbres ayant le même âge et d'une seule espèce). On parle dans ce dernier cas de modèles de peuplement (Franc *et al.*, 2000). Seulement le passage à des peuplements hétérogènes impose un degré de complexité supplémentaire à ces modèles. Des outils fréquemment utilisés sont la formule de reconstitution du stock (Durrieu de Madron *et al.*, 1998) ou les modèles de Usher (Buongiorno & Gilles, 2003). Nous verrons plus loin que tous deux appartiennent à la famille des modèles matriciels.

Le calage de ces modèles nécessite de connaître les caractéristiques démographiques, espèce par espèce : taux de recrutement, taux de mortalité, vitesses de croissance en diamètre. Or ces paramètres de la dynamique des populations restent insuffisamment connus. Faute de paramètres estimés localement, des données moyennes issues de la lit-

térature sont fréquemment utilisées. Dans le meilleur des cas ces données moyennes sont spécifiques aux espèces considérées, mais ce n'est pas toujours le cas (taux de mortalité fixé à 1 %, par exemple). Sur-tout, il n'y a aucune garantie que les conditions locales dans lesquelles ces paramètres ont été estimés correspondent à celles du peuplement étudié. Des études basées sur des simulations à l'aide de modèles de dynamique forestière ont montré pourtant qu'une mauvaise estimation des paramètres de la dynamique forestière pouvait conduire à des biais importants dans l'estimation de la possibilité. Une meilleure estimation des paramètres de la dynamique forestière est donc nécessaire pour améliorer la fiabilité du calcul de la possibilité, et par là même des plans d'aménagement.

La solution passe par la mise en place de dispositifs permanents dans lesquels les arbres sont suivis de manière individuelle à intervalles de temps réguliers (Strayer *et al.*, 1986 ; Vanclay, 1991 ; Bakker *et al.*, 1996 ; Priyadi *et al.*, 2006 ; Poso, 2007). Il existe trois types principaux de dispositifs permanents (figure 1) :

- la parcelle permanente : il s'agit d'une portion délimitée de la forêt à l'intérieur de laquelle tous les individus d'une taille supérieure à un seuil sont suivis ;
- le layon permanent : il s'agit d'une zone délimitée par un axe unidimensionnel et une largeur fixe, à l'intérieur de laquelle tous les individus d'une taille supérieure à un seuil donné sont suivis ;
- le sentier permanent : il s'agit d'une ligne reliant des individus identifiés pour être suivis.

Chacun de ces types de dispositif a ses avantages et ses inconvénients. Nous y reviendrons longuement dans le chapitre 2. Leur intérêt ne se limite pas à l'estimation de la possibilité des espèces. Ils permettent plus généralement de faire un suivi de la dynamique du peuplement dans son ensemble (croissance et turn-over toutes espèces confondues), ainsi que de ses principales caractéristiques structurales : structure diamétrique, biomasse, diversité floristique. Ils sont particulièrement utiles pour quantifier les impacts de l'exploitation forestière sur l'ensemble de ces variables.

La mise en place de dispositifs permanents possède une assise légale dans le cadre des plans d'aménagement forestiers. Au Congo, le paragraphe 2.4.3.1 des *Directives nationales d'aménagement durable*

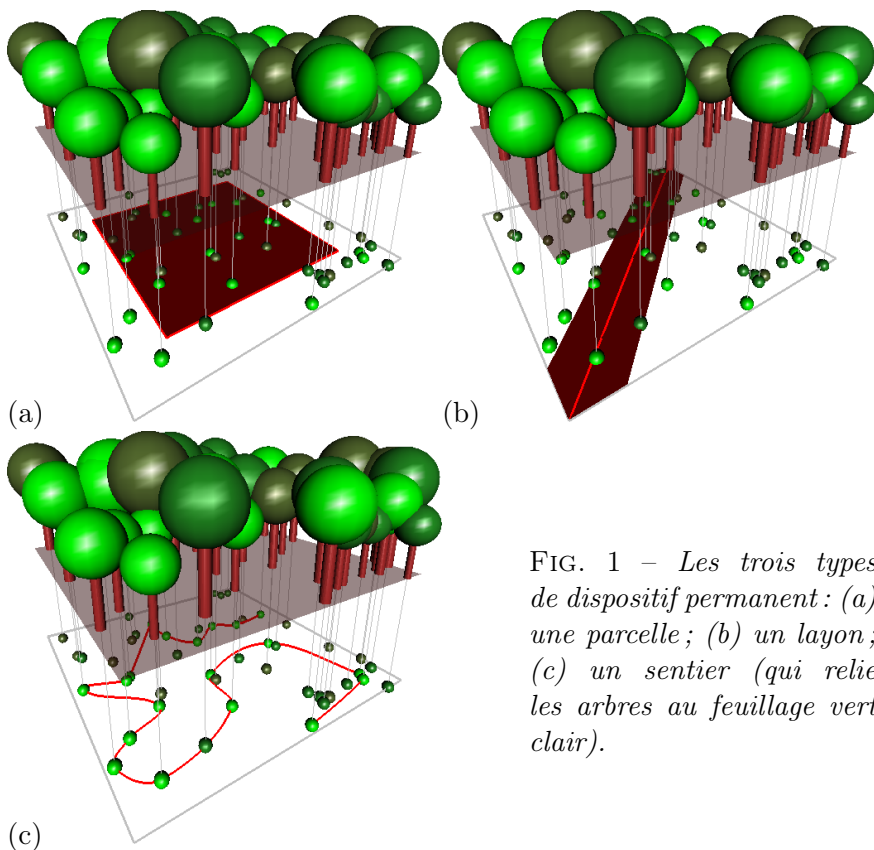


FIG. 1 – *Les trois types de dispositif permanent : (a) une parcelle ; (b) un layon ; (c) un sentier (qui relie les arbres au feuillage vert clair).*

des forêts naturelles de février 2004 mentionne la mise en place de placettes permanentes. Au Gabon, le décret n° 689/PR/MEFEPEPN du 24 août 2004 définissant les normes techniques d'aménagement et de gestion durable des forêts domaniales productives enregistrées prévoit la mise en place de dispositifs permanents « pour le suivi de la reconstitution et de la régénération du peuplement ainsi que pour l'amélioration de la précision des paramètres de l'aménagement » (articles 44 et 58).

La mise en place de ces dispositifs permanents, et leur éventuelle intégration dans la chaîne de tâches conduisant aux plans d'aménagement, soulèvent cependant des questions qui ne sont à ce jour qu'im-

parfaitement résolues. Nous passons ici en revue les questions qui nous semblent majeures.

1. Quelle stratification de la forêt ? À l'échelle d'une concession, une forêt est spatialement hétérogène. Une zone de forêt dense, une zone de marécages, etc., n'auront ni la même dynamique, ni le même potentiel en termes économiques, ni la même valeur écologique. L'estimation des paramètres de la dynamique forestière doit être modulée en fonction des différentes caractéristiques stationnelles, afin de refléter les conditions locales de la dynamique forestière. Cela passe d'abord par une connaissance des relations station-production, puis par une stratification de la forêt en fonction des stations. La connaissance des relations station-production en forêt tropicale humide est en soi un thème de recherche qui mérite de plus amples développements. Cette connaissance est à la base de toute possibilité d'extrapolation de la production, quantifiée sur une parcelle permanente, à l'échelle de la forêt entière. La stratification de la forêt s'effectuera à partir d'informations obtenues via les inventaires, la télédétection, la géomorphologie, etc., en sous-entendant que ces informations permettent d'inférer les stations forestières.

2. Quel dispositif de suivi ? On suppose désormais la forêt découpée en strates et l'on se place au sein d'une strate où le peuplement peut être considéré comme spatialement homogène. La question est à présent de savoir comment mettre en place un dispositif de suivi du peuplement au sein de cette strate. Nous avons vu plus haut que différents types de dispositif pouvaient être utilisés : parcelles, layons, sentiers. Le choix d'un type plutôt que d'un autre n'est pas indépendant des objectifs que l'on poursuit, et qu'il faut avant toutes choses préciser : nous y reviendrons dans le chapitre 2.

Le choix étant fait, il faut planifier la taille et la forme du dispositif : nombre d'arbres à suivre, taille, forme et disposition des parcelles. . . Jusqu'à présent, cette planification a reposé sur des considérations empiriques et du bon sens. La taille des parcelles permanentes en forêt tropicale humide s'avère ainsi très variable. Les dispositifs de suivi servent en général à estimer des paramètres de dynamique de population, qui servent eux-mêmes à calculer un taux de reconstitu-

tion du stock exploitable. Il est donc possible d'optimiser leurs caractéristiques à partir de critères statistiques rigoureux, en reliant ces caractéristiques à une précision escomptée sur la prédiction du taux de reconstitution. Les principes de cette optimisation, leur application concrète et les recommandations qui peuvent en découler font l'objet d'une bonne partie de notre ouvrage.

3. Quelles mesures ? Une fois le dispositif de suivi planifié, la référence pour la mise en place et l'exécution du suivi reste le guide d'Alder & Synnott (1992). Cet ouvrage, qui fait suite à celui de Synnott (1979), se place toutefois dans l'optique d'une estimation de la dynamique globale du peuplement pour des besoins de recherche et est focalisé sur les parcelles permanentes. Certaines mesures, qui sont intéressantes pour la science, peuvent apparaître superflues dans une optique purement économique. C'est le cas notamment de toutes les mesures faites sur les essences non commercialisables.

4. Comment intégrer les dispositifs dans l'aménagement ?

L'articulation de la mise en place, du suivi et de l'exploitation des données issues des dispositifs permanentes dans l'aménagement forestier mérite également réflexion. Comment planifier les tâches nécessaires à l'obtention des paramètres de la dynamique forestière par rapport aux autres tâches de l'aménagement et de la gestion de la forêt ? C'est une question de calendrier : si les dispositifs de suivi doivent subir une exploitation forestière, afin de fournir des informations sur la réaction des populations et des peuplements à cette opération, la mise en place des dispositifs doit être coordonnée avec le choix des assiettes annuelles de coupe. Mais le calcul de la possibilité est censé intervenir avant le choix des assiettes et la mise en route de l'exploitation, d'où un compromis à trouver entre prédiction ante-exploitation en vue d'un aménagement durable, et suivi de la végétation post-exploitation. Il faut également s'interroger à ce stade sur la fréquence des mesures dans les dispositifs permanents.

C'est aussi une question de moyens : quels moyens humains et matériels doivent être prévus pour mettre en place et gérer sur le long terme des dispositifs permanents ? Il faut prévoir non seulement leur installation et leur suivi sur le long terme, mais aussi, en aval,

la saisie, l'apurement, la gestion et le traitement des données issues des dispositifs. Des logiciels appropriés (base de données et logiciels d'aménagement forestier) permettent de simplifier ces tâches, mais cela sous-entend un personnel qualifié.

Enfin la mise en place des dispositifs permanents ne peut être déconnectée du mode d'aménagement des forêts. Les grandes concessions, par exemple, n'ont pas les mêmes attentes ni les mêmes contraintes que les petites concessions. Des solutions différentes pour le suivi à long terme de la végétation devront être trouvées selon la taille et la nature des concessions.

5. Quel financement ? Dans la mesure où l'intérêt des parcelles permanentes vient de leur suivi sur le long terme, il convient enfin de leur trouver un mode de financement adéquat, qui soit compatible avec le long terme. Il faudra réfléchir à la nature et à l'origine des financements à mobiliser : quel doit être le rôle de l'État (via des fonds financés par l'exploitation, par exemple) et quel doit être le rôle des gestionnaires ? Quelles sont les responsabilités de structures étatiques et para-étatiques, et des gestionnaires, dans le maintien et la gestion de réseaux de parcelles permanentes à une échelle dépassant celle des concessions ? Qui assure l'harmonisation des différents dispositifs à une échelle nationale ou régionale ?

L'objectif de ce manuel est de proposer une démarche pour la mise en place et le suivi de dispositifs permanents dans les forêts du bassin du Congo. Nous nous focaliserons sur les aspects techniques, en partant du principe que les dispositifs permanents sont d'abord un outil de suivi des populations et des peuplements forestiers, exploités ou non exploités, permettant : *(i)* d'estimer les paramètres de la dynamique forestière pour mieux planifier les plans d'aménagement ou leur révision ; *(ii)* d'évaluer à court, moyen et long terme l'impact réel de l'exploitation et la durabilité de l'aménagement ; *(iii)* de constituer un élément de base d'un réseau d'observation de l'évolution à long terme des forêts, à l'échelle régionale.

Aussi les cinq questions qui viennent d'être soulevées ne seront-elles pas également traitées ; nous nous intéresserons surtout aux ques-

tions 1 à 3. La mise en place et le suivi des dispositifs permanents peuvent être décomposés en trois étapes :

1. phase de planification : elle consiste à choisir le type de dispositif à mettre en place (où? quoi?) en fonction des questions posées et des contraintes rencontrées (précision à atteindre, contraintes économiques...)
2. phase d'exécution : elle consiste à mettre en place le dispositif sur le terrain ;
3. phase de traitement des données : elle englobe toutes les opérations en aval du dispositif, depuis la gestion des données (y compris l'apurement) jusqu'à l'exploitation des données pour estimer les paramètres d'intérêt.

Ces trois étapes correspondent aux chapitres 2 à 4 respectivement. Auparavant, dans un premier chapitre, un état des lieux de l'existant en termes de dispositifs permanents dans les forêts du bassin du Congo est réalisé.

1

État des lieux

Les forêts du bassin du Congo ont fait l'objet de suivis à l'aide de dispositifs permanents. Les dispositifs les plus anciens sont aujourd'hui abandonnés. D'autres voient le jour, dans une dynamique alimentée par la mise en œuvre des directives d'aménagement, la perspective de la certification forestière, ou plus généralement l'émergence des problématiques environnementales (suivi de la biodiversité, stockage du carbone...) L'objet de ce premier chapitre est de faire un état des lieux des dispositifs permanents existant dans les forêts d'Afrique centrale. Le champ géographique couvert par cet état des lieux s'étend aux six pays suivants : Cameroun, Congo, Gabon, Guinée Équatoriale, République Centrafricaine (RCA) et République Démocratique du Congo (RDC).

Par dispositif permanent, on entend tout dispositif forestier où les arbres sont marqués individuellement de façon durable, permettant ainsi de repasser et de re-mesurer des arbres identifiés. On prend en considération tous les dispositifs de ce type, quelle que soit leur vocation première, et même si la re-mesure des arbres n'a pas été envisagée lors de l'installation du dispositif. C'est le cas par exemple des dispositifs mis en place par Leal (2005a,b, 2006) pour inventorier

la biodiversité, mais dans lesquels les arbres sont étiquetés et cartographiés.

Cet état des lieux classe les dispositifs dans les trois catégories illustrées par la figure 1, et dont nous précisons à présent la définition. La parcelle est une zone délimitée en deux dimensions de la forêt dans laquelle les arbres sont inventoriés. Elle a le plus souvent une forme carrée ou rectangulaire, plus rarement circulaire (pour les parcelles de petite taille). Le layon est une zone définie par un axe unidimensionnel et une largeur h : tous les arbres situés à une distance inférieure à h de l'axe sont dans le layon. L'axe peut être rectiligne ou sinueux et est caractérisé le plus souvent par sa longueur l . La superficie du layon est alors $l \times h$ (en toute rigueur si l'axe est rectiligne, de façon approximative si l'axe est sinueux). La distinction entre parcelle et layon n'est pas toujours évidente : une parcelle très allongée et étroite peut être considérée comme un layon. Alder & Synnott (1992, § 3.3.1.4, p.23) fixent une limite entre parcelle et layon selon que le ratio de la longueur sur la largeur est ou non inférieur à 10. Pour finir, le sentier est un axe qui relie des arbres entre eux. Ce sont en fait les arbres cibles qui définissent le sentier. Le sentier a une longueur mais pas d'extension surfacique. Il est mieux caractérisé par le nombre d'arbres qu'il relie.

L'état des lieux s'intéresse aux forêts naturelles. Cela inclut les formations secondaires issues de perturbations passées, mais cela exclut les plantations.

Enfin, précisons que la notion de site d'étude s'avère assez ambiguë. Elle dépend de l'échelle à laquelle on regarde le site. Par exemple le programme MAB du Smithsonian Institute (SI/MAB) a installé cinq parcelles permanentes dans les Monts de Cristal au Gabon : trois à proximité du barrage de Tchimbélé et deux à proximité du barrage de Kingué. À l'échelle des Monts de Cristal, on pourra considérer qu'il y a deux sites. À l'échelle du bassin du Congo, on pourra considérer qu'il n'y a qu'un site : les Monts de Cristal. Dans la suite de ce chapitre, nous parlerons de site d'étude par commodité, mais en considérant que le nombre de sites d'étude n'est pas un critère pertinent pour caractériser les dispositifs permanents dans une zone donnée. Étant donné que le rattachement d'une parcelle à un site dépend de l'extension donnée à ce site, un corollaire immédiat est que le nombre

de parcelles par site n'est pas non plus un critère pertinent. Dans les chapitres suivants, le terme de site aura une signification précise, et désignera l'un des éléments du dispositif permanent permettant de répondre aux exigences scientifiques en termes de précision.

Collecte des données

Les informations sur les dispositifs existants ont été rassemblées de deux façons : d'une part à l'aide d'un questionnaire d'enquête diffusé auprès des acteurs institutionnels, professionnels de la filière bois et scientifiques impliqués dans la mise en place de dispositifs, et d'autre part à partir d'une recherche bibliographique. Le questionnaire a été diffusé auprès de 64 personnes et 36 réponses ont été obtenues, soit un taux de réponse de 56 %. La recherche bibliographique a été menée de façon classique en interrogeant des fonds documentaires et des bases de données bibliographiques.

1.1 Caractéristiques des dispositifs existant

Soixante seize dispositifs permanents ont été recensés en Afrique centrale (voir le tableau 1.1 pour un récapitulatif), totalisant plus de 710 parcelles permanentes pour une superficie totale dépassant 1314 ha, plus de 59 layons pour une longueur totale dépassant 254 km, et plus de 8 sentiers pour un nombre d'arbres suivis dépassant les 3130 individus. Cet inventaire n'est très certainement pas exhaustif. Par ailleurs ces effectifs doivent être pondérés par la taille des dispositifs, le nombre de dispositifs variant en sens inverse de leur taille. Par exemple, si l'on s'en tient aux parcelles permanentes de superficie supérieure à 0,5 ha, l'effectif chute de 710 à 294 unités.

1.1.1 Vocation

On trouve principalement deux catégories de dispositifs : ceux destinés à l'étude de l'écologie et de la biodiversité des forêts, le plus souvent avec un enjeu de conservation, et ceux destinés à l'étude de la dynamique forestière en vue de préciser les paramètres de l'aménagement forestier, avec un enjeu de gestion durable et d'exploitation. Le statut des forêts dans lesquelles les dispositifs sont mis en place reflète

TAB. 1.1 – *Liste des dispositifs permanents de suivi de la végétation forestière en Afrique centrale.*

No.	Site	Pays	Structure	Type	Long.	Lat.	Statut	Date
1	Banyang Mbo	Cameroun	État camerounais	parcelle	9.50	5.33	réserve	2006
2	Bouamir	Cameroun	ECOFAC	parcelle	12.82	3.18	réserve	2001
3	Campo	Cameroun	SI / MAB	parcelle	9.82	2.37	réserve	
4	Dja	Cameroun	ECOFAC	layon	13.00	3.17	réserve	1993
5	Dja	Cameroun	ECOFAC	layon	13.00	3.17	réserve	1998
6	Dja	Cameroun	État camerounais	parcelle	13.00	3.17	réserve	2005
7	Ebom	Cameroun	Tropenbos	layon	10.63	2.93	concession	1996
8	Ebom	Cameroun	Tropenbos	parcelle	10.63	2.93	concession	
9	Ejagham	Cameroun	SI / MAB	parcelle	8.98	5.75	réserve	
10	Green Valley	Cameroun	SI / CTFS	parcelle	14.52	3.32	concession	2005
11	GV SOTREF	Cameroun	SI / CTFS	parcelle	14.67	3.82	concession	2005
12	Korup	Cameroun	SI / CTFS	parcelle	8.89	5.06	réserve	1997
13	Lobeke	Cameroun	SI / CTFS	parcelle	15.74	2.16	réserve	2005
14	Mindourou	Cameroun	Pallisco	sentier	13.39	3.55	concession	2004
15	SEFAC	Cameroun	SI / CTFS	parcelle	15.94	2.75	concession	2006
16	Takamanda	Cameroun	SI / MAB	parcelle	9.33	6.12	réserve	
17	Yabassi	Cameroun	TRC	parcelle	9.98	4.25	concession	2006
18	Yabassi	Cameroun	TRC	sentier	9.96	4.49	concession	2006
19	Bilala	Congo	GREFE	parcelle	12.20	-4.53	forêt domaniale	2005
20	Kabo	Congo	WCS	parcelle	16.17	2.04	concession	2005
21	Kabo	Congo	CIB	sentier	16.19	1.98	concession	2005
22	Matoto	Congo	CIB	sentier	16.40	1.32	concession	2005
23	Moboma	Congo	CIB	parcelle	16.73	1.14	concession	2005
24	Mopo	Congo	CIB	parcelle	16.24	2.24	concession	2005
25	Ngatongo	Congo	CIB	sentier	16.14	1.60	concession	2005
26	Ngombé	Congo	IFO-Danzer	parcelle	16.15	1.43	concession	2005

A suivre page suivante...

Suite de la page précédente									
No.	Δt	Re-mesures	Taille	Nb.	Traitement	D_{\min}	Espèces	Mortalité	Phéno.
1	1	2007	1	5	aucun	10	non	non	non
2			0.75	4	aucun	0	non	non	non
3			1	3	aucun	10	non		
4		1997, 2000, 2001, 2002	5	9	aucun	10	non	oui	non
5			5	9	aucun	10	non	oui	
6	1	2006	1	18	aucun	10	non	non	non
7	0.08	1996-98	20.6		aucun		oui	non	oui
8				12	exploitation, éclaircie	10			
9			1	2	aucun	10	non		
10	1		1	4	exploitation	2	non	oui	
11	1		1	2	exploitation	2	non	oui	
12	5		50	1	aucun	1	non	oui	non
13	1		1	1	aucun	2	non	oui	
14	1		323	1	aucun	10	oui	oui	oui
15	1		1	4	exploitation	2	non	oui	
16			1	10	aucun	10	non		
17	5		1	6	exploitation	10	non	oui	non
18	5		174	1	exploitation	10	oui	oui	oui
19			3	1	aucun	10	non	non	oui
20			1	10	exploitation	10	non	oui	oui
21	1	2006	95	1	aucun	10	oui	oui	oui
22	1	2006	655	1	aucun	10	oui	oui	oui
23		2007	25	4	exploitation	40	oui	oui	non
24		2007	25	6	exploitation	40	oui	oui	non
25	1	2006	139	1	aucun	10	oui	oui	oui
26	3		9	8	exploitation	10	oui	oui	non

À suivre page suivante...

<i>Suite de la page précédente</i>									
No.	Site	Pays	Structure	Type	Long.	Lat.	Statut	Date	
27	Ngouha 2	Congo	CPAL	parcelle	12.71	-2.94		1988	
28	Nouabalé-Ndoki	Congo	SI / MAB	parcelle	16.51	2.22	réserve	2004	
29	Nouabalé-Ndoki	Congo	WCS	parcelle	16.42	2.38	réserve	2005	
30	Odzala	Congo	ECOFAC	layon	14.70	1.00	réserve	1993	
31	Safari	Congo	WCS	parcelle	16.33	2.13	concession	2005	
32	Youbi	Congo	GREFE	parcelle	11.65	-4.17	forêt domaniale	2005	
33	Biliba	Gabon	CFA	sentier	11.92	0.23	concession	2000	
34	Doussala	Gabon	Tropenbos	parcelle	10.58	-2.60	concession	1985	
35	Ekobakoba	Gabon	Tropenbos	parcelle	13.10	0.38	concession	1985	
36	Franceville	Gabon	Rougier-Gabon	parcelle			concession	2000	
37	Gongué	Gabon	Leroy Gabon	parcelle	11.92	-0.78	concession	2002	
38	Haut-Abanga	Gabon	Rougier-Gabon	parcelle			concession	2000	
39	Ikobé	Gabon	MBG	parcelle	11.07	-1.25	réserve	2005	
40	Ivindo	Gabon	Rougier-Gabon	parcelle			concession	2000	
41	Kinguélé	Gabon	SI / MAB	parcelle	10.29	0.47	réserve		
42	Lastourville	Gabon	SBL	sentier	12.68	-0.81	concession	2004	
43	Lopé	Gabon	ECOFAC	layon	11.57	-0.20	réserve	1990	
44	Lopé	Gabon	SEGC	layon	11.57	-0.20	réserve	1983	
45	Lopé	Gabon	SEGC	layon	11.57	-0.20	réserve	1984	
46	Lopé	Gabon	WWF	layon	11.78	-0.89	réserve	1999	
47	Lopé	Gabon	ECOFAC	parcelle			réserve	1994	
48	Lopé	Gabon	Tropenbos	parcelle	11.50	-0.42	réserve	1985	
49	Lopé	Gabon		parcelle			réserve		
50	Mbého	Gabon	SBL	sentier	12.46	-1.12	concession	2004	
51	Mont Kinguié	Gabon	MBG	parcelle	12.52	-0.10	réserve	2006	
52	Mont Mbilan	Gabon	MBG	parcelle	10.30	0.48	réserve	2005	

A suivre page suivante...

<i>Suite de la page précédente</i>						
No.	D	Statut	Recrut.	Déterm.	Spat.	Marquage
27	oui	oui	oui	nom latin		Références
28	oui	non		nom latin	oui	Croisé & Fabbri (1991) ; Teillier (1994)
29	oui			nom latin	oui	Sunderland & Balinga (2005)
30	oui			nom latin	oui	J. Poulsen
31	oui			nom latin	oui	Lejoly (2000)
32	oui	non	oui	nom latin	non	J. Poulsen
33	oui	oui	non	nom latin	non	J. Loumeto
34	oui	oui		nom latin	oui	J.-L. Doucet
35	oui	oui		nom latin	oui	Reitsma (1988)
36	oui				oui	Reitsma (1988)
37	oui	oui	oui	nom pilote	oui	M. Schwartzenberg
38	oui	non	non	nom latin	oui	Bayol (2002)
39	oui	non	non	nom latin		Leal (2005b)
40	oui				oui	
41	oui	non		nom latin	oui	Sunderland <i>et al.</i> (2004)
42	oui	oui	non	nom latin	oui	J.-L. Doucet
43	oui			nom latin	oui	Lejoly (2000) ; Nziengui (1999) ; White (1986)
44	oui			nom latin	oui	White (1996)
45	oui			nom latin	oui	White (1996) ; Williamson (1988)
46	oui	non	non	nom latin	oui	Doucet & Brugière (1999)
47	oui	oui		nom latin	oui	White (1986)
48	oui	oui		nom latin	oui	Reitsma (1988)
49	oui	oui		nom latin	oui	Leal (2004)
50	oui	oui	non	nom latin	oui	J.-L. Doucet
51	oui	non	non	nom latin		Leal (2006)
52	oui	non	non	nom latin		Leal (2005a)

À suivre page suivante...

Suite de la page précédente								
No.	Site	Pays	Structure	Type	Long.	Lat.	Statut	Date
53	Monts de Cristal	Gabon	SI / CTFS	parcelle	10.28	0.47	réserve	2005
54	Ndambi	Gabon	CEB	parcelle	13.23	-0.77	concession	2002
55	Ndambi	Gabon	CEB	parcelle	13.23	-0.77	concession	2002
56	Oveng	Gabon	Tropenbos	parcelle	11.37	0.73	concession	1985
57	Oyan	Gabon	CTFT	parcelle	9.33	-0.33		1987
58	Tchimbélé	Gabon	SI / MAB	parcelle	10.41	0.62	réserve	
59	Waka	Gabon	SI / MAB	parcelle	11.12	-1.17	réserve	
60	Monte Alén	Guinée Éq.	ECOFAC	layon	10.19	1.62	réserve	1998
61	Monte Alén	Guinée Éq.	ECOFAC	parcelle	10.19	1.62	réserve	2001
62	Monte Bata	Guinée Éq.	CUREF	parcelle	9.91	1.88		2003
63	Monte Mitra	Guinée Éq.	SI / MAB	parcelle	9.95	1.38	réserve	
64	Ndoté	Guinée Éq.	CUREF	parcelle	9.52	1.35	réserve	2003
65	Obamicu	Guinée Éq.	CUREF	layon	11.04	1.22	réserve	1998
66	Obamicu	Guinée Éq.	CUREF	parcelle	11.04	1.22	réserve	1998
67	Boukoko-La Lolé	RCA	État centrafricain	parcelle	17.93	3.90	concession	1982
68	Dzanga Sangha	RCA	SI / MAB	parcelle	16.34	2.89	réserve	2006
69	Elene Ya Ngombe	RCA	projet Dzanga Sangha	parcelle	16.18	3.01	réserve	1999
70	Ngotto	RCA	ECOFAC	layon	17.08	3.83	réserve	1993
71	Edoro	RDC	SI / CTFS	parcelle	28.50	1.60	réserve	1994
72	Epulu	RDC		parcelle	28.63	1.32	réserve	2000
73	Ituri	RDC	SI / WCS	parcelle	29.15	0.80	concession	2006
74	Lenda	RDC	SI / CTFS	parcelle	28.60	1.30	réserve	1994
75	Luki	RDC	MAB-Congo	parcelle	13.15	-5.35	réserve	1948
76	Mandumbi	RDC		parcelle	29.25	0.75	concession	2000
À suivre page suivante...								

A suivre page suivante...

Suite de la page précédente

No.	Δt	Re-mesures	Taille	Nb.	Traitement	D_{\min}	Espèces	Mortalité	Type	Phéno.
53	1		1	1	aucun	2	non	oui		
54		2005, 2006	1	2	aucun	10	non	oui	oui	non
55		2005, 2006	0.25	2	aucun	10	non	oui	oui	non
56	1	1986	1	1	aucun	10	non	oui	oui	oui
57	1	1988-1995	1	30	éclairage	10	non	oui	oui	non
58			1	3	aucun	10	non			
59			1	5	aucun	10	non			
60			5	4	aucun	10	non	oui		
61			0.75	28	aucun	0	non	non	non	non
62			0.75	2	aucun	0	non	non	non	non
63			1	3	aucun	10	non			
64			0.75	3	aucun	0	non	non	non	non
65			1	9	aucun	30	non	oui	oui	non
66			0.16	9	aucun	10	non	oui	oui	non
67	1	1982-2006	4	10	exploitation, éclaircie	10	non	oui	oui	oui
68			1	5	aucun	10	non			
69	4	2003, 2004	100	1	aucun	10	oui	oui	non	non
70			5	2	aucun	10	non	oui		
71	5	2002	10	2	aucun	1	non	oui		oui
72	1	2001	0.01	22	aucun	10	non	non	non	non
73			500	1	exploitation	30	oui		oui	oui
74	5	2002	10	2	aucun	1	non	oui		oui
75		<1960		20	exploitation, éclaircie					oui
76	1	2001	0.01	32	aucun	10	non	non	non	non

A suivre page suivante...

Notes sur les variables. Long. = longitude. Lat. = latitude. La longitude et la latitude sont données à titre indicatif et ne consistent pas des coordonnées géographiques précises. Statut : réserve doit être compris au sens large comme une zone protégée (parc national, réserve, etc.) Date : il s'agit de la date du début d'installation du dispositif lorsque l'installation s'est étalée sur plusieurs années. Δt = pas de temps prévu entre deux re-mesures successives (en années). Re-mesures = dates des re-mesures effectivement réalisées. Taille = surface unitaire pour une parcelle (en ha), ou longueur pour un layon (en km), ou nombre d'arbres mesurés pour un sentier. Nb. = nombre de dispositifs. D_{\min} = diamètre minimum des arbres inventoriés (en cm). Espèces = réponse à la question « Est-ce que seulement une sélection d'espèces est inventoriée? » (oui : seulement une sélection / non : toutes les espèces sont inventoriées). Mortalité = réponse à la question « La mortalité est-elle suivie? » (oui / non). Type = réponse à la question « Le type de mortalité (chablis, mort sur pied, dégât d'exploitation...) est-elle notée? » (oui / non). Phéno. = réponse à la question « Y a-t-il un suivi de la phénologie? » (oui / non). D = réponse à la question « Le diamètre (ou la circonférence) est-il mesuré? » (oui / non). Statut = réponse à la question « Le statut de l'arbre (dominant, co-dominant, dominé, indice de Dawkins...) est-il noté? » (oui / non). Recrut. = réponse à la question « Le recrutement est-il suivi? » (oui / non). Déterm. = niveau de détermination botanique des arbres. Spat. = réponse à la question « Les arbres sont-ils spatialisés? » (oui / non). Marquage = type de marquage des arbres.

assez bien leur vocation, même si la relation n'est pas univoque : zones protégées (réserves et parcs) pour les études de biodiversité, concessions forestières pour l'aménagement. 53 % des dispositifs ont ainsi été mis en place dans des zones protégées, 41 % dans des concessions (et 6 % autres).

Un certain nombre de dispositifs, en particulier les plus petits, ont été mis en place pour réaliser un inventaire de la biodiversité. Le suivi de la dynamique n'était pas le premier objectif affiché. Les critères de choix pour l'emplacement de ces sites étaient ainsi le degré de diversité spécifique et d'endémisme. Il est intéressant de noter toutefois que les arbres ont été étiquetés et numérotés de manière à permettre, le cas échéant, de revenir sur ces dispositifs, ce qui en fait, de fait, des dispositifs permanents.

Il est intéressant également de noter que le discours de certains organismes de conservation a évolué et prend en compte à présent des préoccupations de gestion durable. Par exemple le CTFS (Center for Tropical Forest Science) du Smithsonian Insitute, qui chapeaute un réseau mondial de parcelles permanentes dans des aires protégées et dans des forêts tropicales non perturbées (Condit, 1998 ; Losos & Leigh, 2004), intègre à présent dans ses questions scientifiques des questions telles que : « Is timber exploitation sustainable in the long term? What logging practices or silvicultural interventions are needed to ensure the regeneration and sustainable harvest of exploited species (results of forest monitoring provide important information)? » (Thomas & Chuyong, 2006).

1.1.2 Distribution spatiale

Les figures 1.1 et 1.2 représentent la distribution spatiale des dispositifs permanents en Afrique centrale. On observe des déséquilibres spatiaux, la répartition spatiale des dispositifs étant agrégative. Ces déséquilibres s'expliquent en partie par la répartition même de la forêt. Par exemple au Congo, on observe une accumulation de dispositifs dans le nord du pays, le sud et le centre étant peu couverts, mais le centre du pays est constitué de plateaux non boisés. Le déséquilibre est le plus frappant en RDC, où une seule zone (région de l'Ituri) accumule la quasi-totalité des dispositifs. La zone qui connaît la plus

forte densité de dispositifs est celle centrée sur le point triple frontalier du Cameroun, du Congo et de la RCA.

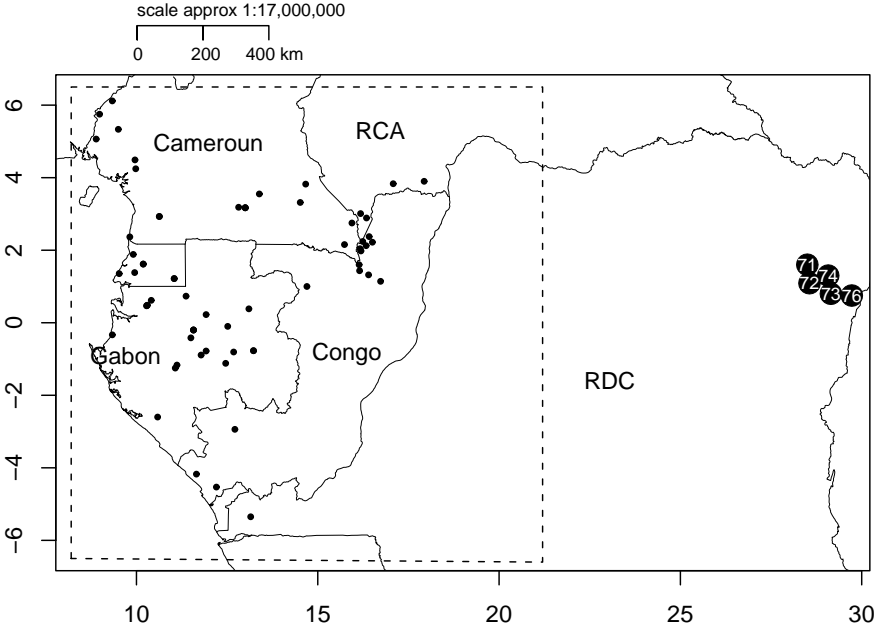


FIG. 1.1 – *Position des dispositifs permanents en Afrique centrale. Les numéros renvoient au tableau 1.1. La zone encadrée par un trait pointillé est représentée dans la figure 1.2. Les numéros ont le cas échéant été légèrement déplacés pour ne pas qu'ils se superposent.*

1.1.3 Historique

La figure 1.3 montre la distribution des dates d'installation des dispositifs. Cette représentation est très certainement biaisée dans la mesure où des dispositifs anciens sont tombés dans l'oubli. Par exemple, il existait des dispositifs permanents à Yangambi en RDC, dont nous n'avons pas eu écho avec le mode de collecte des informations utilisé. La figure 1.3 donne en tout cas, à quelques exceptions près comme le dispositif de Luki en RDC, un aperçu des dates d'installation des dispositifs aujourd'hui en activité.

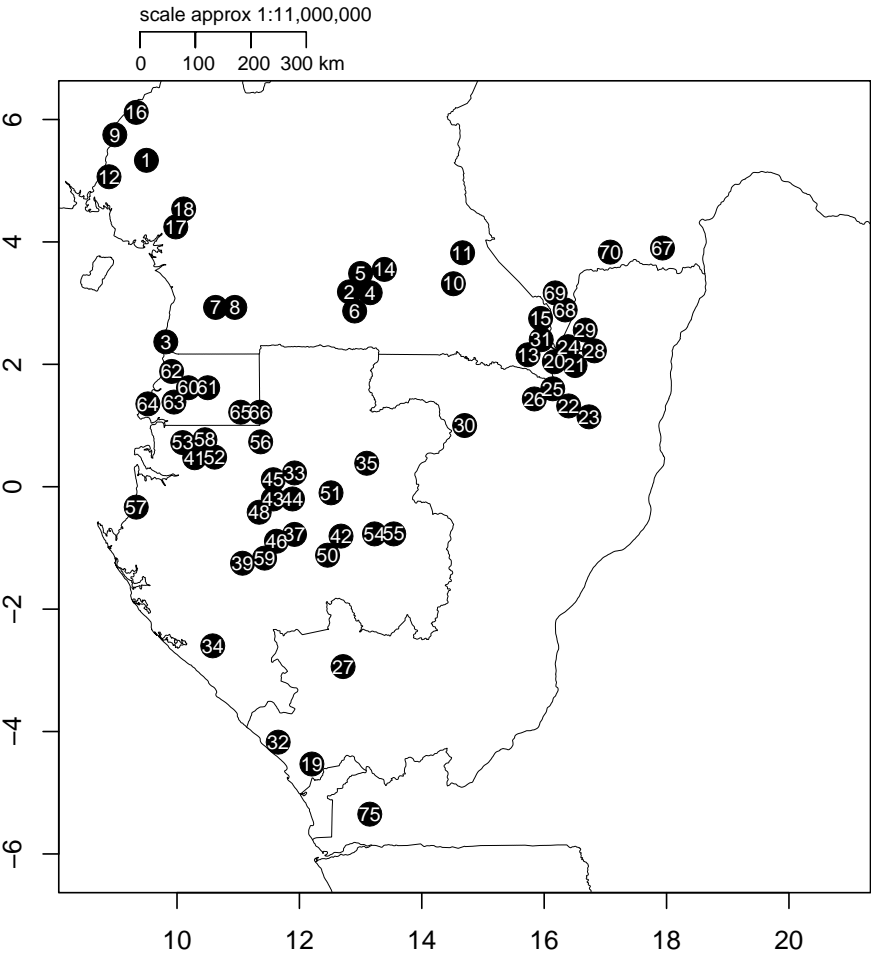


FIG. 1.2 – *Position des dispositifs permanents en Afrique centrale. Les numéros renvoient au tableau 1.1. Les numéros ont le cas échéant été légèrement déplacés pour ne pas qu'ils se superposent.*

Parmi les dispositifs toujours actifs aujourd'hui, les plus anciens (M'Baïki en RCA, Lopé au Gabon) ont été installés au début des années 80. On dispose donc sur ces dispositifs d'un recul de 25 ans actuellement. Le dispositif de M'Baïki a été installé par le CTFT en 1982 avec pour objectif de quantifier l'impact sur la dynamique forestière de l'exploitation et de traitements sylvicoles. Le dispositif le plus ancien à Lopé remonte à 1983 et a été mis en place par un zoologiste britannique, Mike Harrison, qui cherchait à étudier l'alimentation du colobus noir, *Colobus satanas* (White, 1996). Le dispositif de Harrison, qui a été régulièrement suivi depuis, offre aujourd'hui 25 ans de recul sur la dynamique forestière, même si cela n'était pas sa finalité au départ. Ces deux exemples montrent la diversité des histoires des dispositifs, les aléas de leur maintien à long terme et souligne, s'il en était besoin, l'unicité du dispositif de M'Baïki.

La figure 1.3 montre également une augmentation du nombre de dispositifs installés depuis 2000. Cette dynamique récente est due d'une part aux organismes de conservation (Smithsonian Institute, WCS...) qui ont multiplié ces dernières années le nombre de dispositifs permanents, et d'autre part aux entreprises forestières, qu'elles visent la certification ou qu'elles anticipent l'application des directives d'aménagement.

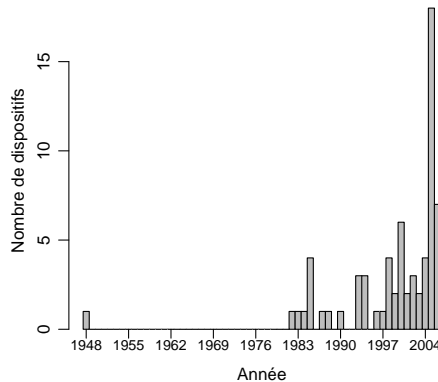


FIG. 1.3 – *Nombre de dispositifs installés par année.*

1.1.4 Taille

La taille des dispositifs s'avère extrêmement variable. On se focalisera dans ce paragraphe sur les parcelles, pour lesquelles on a le plus de répétitions. La surface des parcelles varie de 100 m² à 500 ha, avec une moyenne de 1,9 ha. Les parcelles installées dans les zones protégées, de surface moyenne égale à 0,68 ha, sont significativement plus petites que celles installées dans les concessions, avec une surface moyenne de 5,7 ha (test de Wilcoxon-Mann-Whitney, $W = 54573$, $p\text{-value} < 0.001$).

La figure 1.4 illustre la relation, pour un site donné, entre la surface unitaire des parcelles et le nombre de parcelles installées. En coordonnées logarithmiques, le nombre de parcelles décroît de façon linéaire avec la surface unitaire des parcelles, ce qui correspond à une décroissance en fonction puissance en coordonnées décimales (avec un coefficient de puissance proche de $-0,33$). Cette relation est typique d'un compromis « SLOSS » (« single large or several small ») : plus les parcelles sont petites, plus on en installe (à coût total fixé, par exemple).

La figure 1.5 montre l'histogramme des tailles des parcelles, tous sites confondus. Si les sites étaient uniformément répartis en fonction de la taille unitaire des parcelles, et compte-tenu du compromis SLOSS illustré par la figure 1.4, on s'attendrait à avoir une décroissance exponentielle de la proportion de parcelles en fonction de la surface unitaire. Il n'en est rien : l'histogramme présente un pic prononcé pour des surfaces unitaires comprises entre 0,5 et 2 ha. On peut en conclure que les dispositifs avec une taille unitaire de parcelle voisine de 1 ha sont les plus souvent adoptés.

1.1.5 Protocoles

Cinq protocoles identifiés ont principalement été utilisés : quatre pour des parcelles, un pour les layons. En ce qui concerne les parcelles, le protocole du CIRAD-CTFT s'appuie sur des parcelles de 4–6 ha avec prise en compte de tous les arbres à partir de 10 cm de diamètre. Ce protocole n'a été mis en œuvre en Afrique centrale qu'à M'Baïki, mais il a été appliqué ailleurs en Côte d'Ivoire (Maître, 1986), en

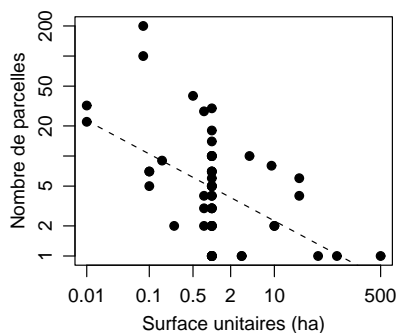


FIG. 1.4 – Relation entre la surface unitaire des parcelles et le nombre de parcelles installées par site. Les deux axes sont en coordonnées logarithmiques.

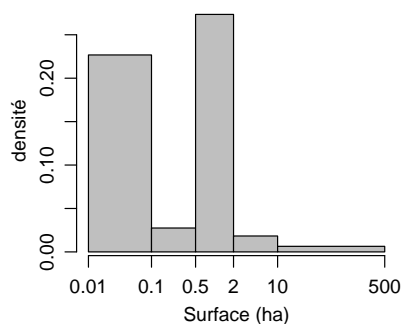


FIG. 1.5 – Histogramme des tailles de parcelles. La surface d'un bâtonnet d'assise $[a,b]$ est égal à la proportion de parcelles ayant une surface comprise entre a et b . L'axe des abscisses est en coordonnées logarithmiques.

Guyane française (Gourlet-Fleury *et al.*, 2004), au Brésil (Higuchi *et al.*, 1992) et en Indonésie (Bertault & Kadir, 1998).

Le protocole de Dallmeier (1992) est celui utilisé par le programme MAB du Smithsonian Institute (SI / MAB). Il repose sur des parcelles de 1 ha avec prise en compte de tous les arbres à partir de 10 cm de diamètre. Trente huit parcelles ont été installées en Afrique centrale selon ce protocole (Dallmeier & Comiskey, 1998). De façon un peu surprenante, le CTFS, qui dépend également du Smithsonian Institute, utilise un protocole distinct, même s'il semblerait que le CTFS tende à rejoindre le protocole du SI / MAB dans ses dernières réalisations (Thomas & Chuyong, 2006). Le protocole du SI / CTFS est en l'occurrence celui de Condit *et al.* (1998). Il repose sur des parcelles de très grande taille (10–50 ha), avec un recensement de tous les arbres à partir de 1 cm de diamètre (Manokaran *et al.*, 1990). Cinq parcelles ont été installées en Afrique centrale selon ce protocole.

Le protocole de Gentry (1992) est à l'opposé de celui de Condit *et al.* (1998) : il repose sur des parcelles de très petite taille (5 m \times 200 m, soit 0,1 ha), dans lesquelles toutes les tiges à partir de 2,5 cm

de diamètre sont recensées. Ce protocole a notamment été utilisé en Afrique centrale par Leal (2006) et Makana *et al.* (2006). C'est le protocole utilisé par le Missouri Botanical Garden.

Enfin, en ce qui concerne les layons, le protocole principal est celui défini par White & Edwards (2000), qui repose sur des layons longs de 5 km et larges de 5 m pour les arbres de diamètre ≥ 10 cm et de 50 m pour les arbres de diamètre ≥ 70 cm. Ce protocole a notamment été repris par ECOFAC (Lejoly *et al.*, 1996 ; Lejoly, 2000).

Le diamètre minimum de recensement qui revient le plus souvent est 10 cm. Pour les grandes parcelles, ce diamètre est souvent relevé (typiquement à 30 ou 40 cm), l'exception notable étant les parcelles du CTFS où le diamètre minimum de recensement est de 1 cm. Dans certaines grandes parcelles, toutes les espèces ne sont pas recensées. Par exemple, sur la parcelle de 100 ha d'Eleme Ya Ngombe en RCA, seules les espèces du genre *Entandrophragma* ont été recensées (Hall *et al.*, 2004). Le relèvement du diamètre minimum de recensement et/ou le filtrage des espèces compense l'effort accru requis pour l'installation d'une parcelle de grande taille.

1.1.6 Mesures

Le type de mesures faites sur les parcelles permanentes s'avère assez semblable d'un dispositif à l'autre, sauf en ce qui concerne l'identification botanique. Dans tous les cas le diamètre des arbres a été mesuré et les tiges identifiées avec un numéro (peint sur le tronc ou imprimé sur une étiquette métallique clouée dans le tronc). La spatialisation des tiges est la règle pour les parcelles et les layons. Le suivi phénologique et la mesure du statut de l'arbre (dominant, co-dominant, dominé, code de Dawkins, etc.) sont effectués dans certains dispositifs et pas dans d'autres. Le suivi de la mortalité s'effectue de façon quasi-automatique dès qu'il y a re-mesure du dispositif. Les dispositifs pour lesquels le suivi de la mortalité n'est pas mentionné sont en fait des dispositifs récents, n'ayant pas encore fait l'objet d'une re-mesure (dispositifs permanents installés pour l'évaluation de la biodiversité, essentiellement). Il en est de même pour le recrutement, à cela près que les dispositifs de type sentier ne permettent pas de quantifier le recrutement.

L'identification botanique mérite une attention particulière. La quasi-totalité des dispositifs prétendent atteindre une détermination des espèces par leur nom scientifique, mais cela recouvre en fait des situations assez contrastées. Dans les parcelles installées à des fins d'évaluation de la biodiversité, l'effort réalisé pour la détermination botanique est assez considérable, avec dans certains cas prélèvement d'un specimen pour chaque arbre et constitution d'herbiers. C'est le cas par exemple pour les parcelles installées par le SI / MAB, où un grimpeur a même été utilisé pour aller chercher les feuilles de chaque arbre. Dans les parcelles installées à des fins d'aménagement, l'effort de détermination botanique est généralement plus restreint avec l'utilisation de noms pilotes dans un premier temps, et de tables de correspondance entre noms pilotes et noms scientifiques. Cette procédure peut être source d'erreurs de détermination pour les taxons les moins bien connus et ne résoud pas le problème de détermination lorsqu'un nom pilote englobe plusieurs espèces.

1.2 Forces et faiblesses de l'existant

1.2.1 Beaucoup de dispositifs mais peu de données de dynamique forestière

Le nombre de dispositifs permanents couvrant l'Afrique centrale peut paraître relativement élevé à première vue. Cet effectif cache en fait un certain nombre de lacunes. Tout d'abord, un grand nombre de ces dispositifs sont de petite (voire très petite) taille. Ces dispositifs de petite taille ont été installés pour étudier la biodiversité des forêts. Même si les standards des dispositifs permanents (marquage, cartographie des arbres...) y ont été respectés, on voit mal comment ces dispositifs pourraient être exploités pour affiner les paramètres de la dynamique forestière nécessaires aux études d'aménagement. Sur ces dispositifs en effet, chaque espèce se trouve représentée par un petit nombre de tiges (souvent un seul individu), ce qui est rédhibitoire pour une estimation précise de ses caractéristiques démographiques.

Les dispositifs à vocation d'évaluation et de suivi de la biodiversité posent également le problème de leur représentativité, dans la mesure où leur emplacement est délibérément choisi dans des zones à fort

degré de diversité spécifique et d'endémisme, qui ne sont souvent pas représentatives des peuplements forestiers environnants. Qui plus est, ces dispositifs sont presque systématiquement installés dans des zones protégées (parc ou réserve) : l'impact de l'exploitation forestière ne pourra donc pas y être étudié, bien que ce point soit essentiel dans une perspective d'aménagement forestier.

En terme de distribution spatiale, les dispositifs sont répartis de façon hétérogène, avec une concentration de dispositifs en certains endroits et de grands vides ailleurs (notamment en RDC). La position des sites n'obéit pas à une logique de stratification en fonction de facteurs climatiques, édaphiques ou autres.

Enfin l'histoire des dispositifs permanents en Afrique centrale semble une histoire récente. Même en tenant compte du fait qu'il n'y a pas de mémoire des dispositifs anciens, les dispositifs aujourd'hui actifs ont pour la plupart moins de cinq ans et n'ont souvent pas encore fait l'objet d'une re-mesure. La conséquence immédiate est que la disponibilité en données de dynamique forestière est en réalité restreinte. Il est symptomatique, par exemple, que Eba'a Atyi (2000), pour construire un modèle matriciel de dynamique forestière pour le sud Cameroun, ait dû avoir recours à des données venant du Liberia ! Les principales données de dynamique forestière sont aujourd'hui celles produites par ECOFAC, celles du dispositif de M'Baïki en RCA, auxquelles s'ajoutent les données issues d'études plus ponctuelles (à la Lopé au Gabon, notamment). Si on se focalise sur certaines essences, d'autres dispositifs présentent un intérêt, comme la parcelle d'Eleme Ya Ngombe en RCA pour les *Entandrophragma* ou les dispositifs d'Oyan au Gabon et de Ngouha 2 au Congo pour l'okoumé.

L'importance d'un protocole bien défini pour l'installation de dispositifs permanents ressort également de cette étude. L'existence d'un protocole identifié auquel on peut se référer garantit la construction d'un réseau de parcelles cohérent, permettant des comparaisons sans biais. La création d'un réseau de parcelles donne plus de visibilité et de poids à l'ensemble des parcelles que si elles étaient prises séparément. Les réseaux de dispositifs cohérents, se référant à un protocole identifié, qui ressortent de cette étude sont ceux mis en place par ECOFAC, par le programme MAB du Smithsonian Institute, et dans une moindre mesure par le CTFS. Le constat peut être fait que

les organismes de conservation ont de ce point de vue une démarche plus structurée que les exploitants et les administrations forestières (Oréade-Brèche, 2006).

1.2.2 Quel protocole ?

Depuis les méga-parcelles du CTFS (Condit *et al.*, 1996, 2005) jusqu'aux micro-parcelles de 1000 m² du Missouri Botanical Garden, il ne ressort pas de consensus sur la façon de mettre en place des dispositifs permanents. Selon Alder & Synnott (1992, § 3.3.1.5, p.23), les layons sont à proscrire en tant que dispositifs permanents, alors que pour Maître (1991, p.14) ils constituent au contraire les « dispositifs de recherche de seconde génération » devant succéder aux parcelles permanentes.

À ce stade, nous pouvons faire les remarques suivantes : les dispositifs de type layon sont *a priori* plus faciles à mettre en place dans la mesure où leur délimitation est aisée, mais ces dispositifs interdisent des analyses comme les analyses spatiales ou le calcul d'indices de compétition dépendants des distances, à cause des effets de bordure. De plus ils posent la question du biais d'échantillonnage, dès lors que le layon suit des repères naturels (piste à éléphants, topographie...)

Les extrêmes de taille de parcelles ne semblent pas recommandés. Les parcelles trop petites impliquent un coût de délimitation trop important, dès lors qu'il faut les multiplier en un endroit donné pour atteindre un effectif suffisant par espèce. Les parcelles trop grandes (50 ha) ont un coût unitaire trop important, ce qui limite la possibilité de faire des répétitions de ces parcelles. Relever le diamètre minimum de recensement ou filtrer les espèces dans ce cas n'est pas une solution si on s'intéresse à la dynamique globale du peuplement. La taille que l'on observe le plus souvent pour les parcelles permanentes est du reste une taille intermédiaire de 1 ha.

La mise au point de protocoles de mise en place de dispositifs permanents continue de susciter des recherches. Par exemple Phillips *et al.* (2003b) ont comparé, à coût total constant, l'efficacité des parcelles de 1 ha à celles des parcelles de 1000 m² de Gentry (1992) et sont arrivés à la conclusion que, du point de vue de l'estimation de la biodiversité, ces dernières sont plus efficaces. De nouvelles pro-

positions de protocoles voient le jour. Ainsi Comiskey *et al.* (2003) ont combiné des parcelles de 1000 m² façon Gentry avec des parcelles permanentes de 1 ha. Senterre (2005a,b) a proposé un protocole basé sur un emboîtement de parcelles de différentes tailles fonction de la distribution en taille des individus recensés.

1.2.3 Ailleurs dans le monde

La diversité des dispositifs permanents que l'on trouve en Afrique centrale se retrouve ailleurs dans le monde. La plupart des protocoles utilisés en Afrique centrale ne sont du reste pas spécifiques à cette partie du monde et ont été utilisés dans d'autres forêts tropicales. Le protocole du CIRAD-CTFT (Favrichon *et al.*, 1997, 1998) a ainsi été utilisé en Afrique de l'ouest (Côte d'Ivoire, Maître, 1986), en Amazonie (Guyane française, Gourlet-Fleury *et al.*, 2004 ; Brésil, Higuchi *et al.*, 1992) et en Indonésie (Bertault & Kadir, 1998). Le CTFS du Smithsonian Institute gère un réseau de parcelles permanentes à l'échelle mondiale (Condit, 1995 ; Condit *et al.*, 1996, 2005 ; Losos & Leigh, 2004), tandis que le protocole de Gentry (1992) mis en avant par le Missouri Botanical Garden a donné lieu également à la mise en place d'un réseau à l'échelle mondiale (Phillips & Miller, 2002).

Ailleurs en Afrique, un certain nombre de dispositifs existent. Outre les trois dispositifs de Côte d'Ivoire déjà mentionnés (Mopri, La Téné, Irobo ; Maître, 1986), des dispositifs significatifs ont été installés au Liberia (Parren & de Graaf, 1995), au Ghana (Swaine *et al.*, 1987a ; Alder, 1990), en Ouganda (Dawkins, 1958 ; Taylor *et al.*, 1996 ; Sheil *et al.*, 2000), au Nigeria (Osho, 1991), etc. (Dawkins & Philip, 1998 ; Swaine *et al.*, 1987b).

La nécessité de disposer de réseaux de dispositifs permanents à une échelle régionale, voire mondiale, se fait sentir lorsque l'on veut étudier des phénomènes se manifestant à cette échelle, tel que le changement climatique ou les relations entre dynamique et station. Ce type d'études se multiplie ces dernières années (Laurance *et al.*, 2004 ; Lewis *et al.*, 2004a,b ; Malhi *et al.*, 2004, 2006 ; Phillips & Gentry, 1994 ; Phillips & Sheil, 1997 ; Phillips *et al.*, 1998, 2003a, 2004 ; Stephenson & van Mantgem, 2005), avec une sous-représentation de l'Afrique par rapport aux autres continents.

À noter que des méta-bases de données visant à rassembler des informations sur les dispositifs permanents dans le monde ont vu le jour récemment. En rapport avec les forêts tropicales, on peut citer le catalogue Tropis du CIFOR (<http://www.cifor.cgiar.org/publications/html/AR-98/French/TROPIS.html>) ou le catalogue Atrofi du DFID (<http://www.rdg.ac.uk/ssc/atrofi/index.html>).

1.3 Bilan

La mise en place de dispositifs permanents en Afrique centrale connaît une dynamique actuelle qu'il est intéressant d'accompagner, afin de s'assurer que ces dispositifs déboucheront effectivement sur des données fiables de dynamique forestière, qui font actuellement défaut. Si la stratégie de mise en place de dispositifs permanents est relativement claire du côté des organismes de conservation (choix des sites, protocoles de mise en place), on ne peut pas en dire autant du côté de l'aménagement forestier. Définir un protocole normalisé pour l'installation de dispositifs permanents dans le cadre de l'aménagement durable est d'autant plus important que cela assure la cohérence du réseau, permet de faire des comparaisons sans biais, et donne plus de visibilité à l'ensemble.

En aval du protocole, un certain nombre de problèmes restent également à résoudre. Il y a des problèmes techniques, comme la gestion de la masse de données, qui peuvent être résolus par une formation adéquate du personnel impliqué. Il y a surtout la question de la pérennisation sur le long terme des dispositifs, qui prennent de plus en plus de valeur avec le temps. Cette question, intimement liée au financement des dispositifs permanents, est celle qui a été le plus souvent évoquée par les personnes interrogées. Trop souvent des dispositifs installés dans le cadre d'un projet de quelques années ne survivent pas à l'arrêt du financement du projet en question.

Enfin une question qui est un serpent de mer est celle de l'accès aux données issues des dispositifs permanents. Les données sont souvent perçues comme une composante stratégique contribuant à la sphère d'influence de celui qui les possède. Même lorsque la propriété par l'État des données récoltées sur son territoire est affirmée, les données

ne sont pas toujours accessibles dans un format exploitable au niveau des administrations compétentes.

2

Planification

Deux grands principes fondent l'approche que nous avons adoptée dans ce manuel :

1. comme indiqué en introduction, nous nous intéressons aux dispositifs permanents (*i*) en tant qu'outils de suivi des populations et des peuplements forestiers, (*ii*) capables de fournir les informations quantifiées indispensables à l'ajustement des paramètres des plans d'aménagement (*iii*) dans les forêts de production où la principale intervention sylvicole se résume à une exploitation forestière. Ceci nécessite de s'intéresser aux dynamiques en cours dans les concessions forestières avant et après exploitation : en effet, il est très important de savoir pendant combien de temps l'exploitation perturbe ces dynamiques pour pouvoir effectuer des prédictions d'évolution qui soient fiables au-delà d'une dizaine d'années.
2. Comme indiqué dans le chapitre 1, notre souci est de proposer un protocole scientifiquement justifié, qui réponde aux exigences scientifiques de précision.

Tout en sachant que le dispositif « idéal » qui découle de ce protocole ne pourra pas être répliqué dans chaque concession, au moins ce pro-

tole permet un arbitrage rigoureux entre la précision d'estimation que l'on peut atteindre et les moyens que l'on est disposé à investir. Avant de détailler le dispositif « idéal », nous déroulons ci-dessous le raisonnement qui nous y a conduits.

La planification consiste à décider du type de dispositif permanent à mettre en place, des emplacements où les installer, etc. Elle rassemble donc l'ensemble des opérations à entreprendre avant de commencer à installer concrètement les dispositifs. Elle dépend des objectifs poursuivis et doit permettre de répondre à des questions telles que : combien d'arbres mesurer ? Combien de parcelles mettre en place ? Avec quelle surface unitaire ? Selon quelle disposition ? Ces questions ont le plus souvent été abordées rapidement par les personnes chargées de mettre en place des dispositifs. Dans le cas des parcelles, le choix de la taille et de la forme a généralement été opéré à partir de considérations pragmatiques et de bon sens et non pas d'arguments statistiques. Par exemple Alder & Synnott (1992) recommandent sur la base de considérations empiriques l'installation de parcelles carrées de surface unitaire 1 ha, taille la plus fréquemment recensée dans les dispositifs mis en place dans le Bassin du Congo (cf. figure 1.5 p.27).

Nous nous proposons ici d'asseoir le choix du dispositif sur un raisonnement statistique qui sera exposé plus loin. Ce raisonnement a ses forces et ses faiblesses. En particulier on pourra toujours discuter du choix de l'objectif qui guide la construction du dispositif. Ce raisonnement a du moins l'avantage d'introduire de la rigueur en montrant que, dès lors que le dispositif vise à répondre à un objectif spécifié, la question de sa planification se ramène à un problème d'optimisation sous contrainte. Le raisonnement statistique que nous proposons de suivre s'inscrit dans l'état actuel des connaissances. Il est donc susceptible d'évoluer en fonction de leur progression.

Soulignons qu'un dispositif mis en place de façon empirique fournira toujours une estimation des paramètres d'intérêt (par exemple la vitesse de croissance en diamètre d'une espèce donnée). Mais l'approche empirique pourra réserver des surprises quant à la précision d'estimation ! Le but premier de la planification est d'éviter ces mauvaises surprises, en posant des conditions sur cette précision d'estimation. Ces conditions se traduisent en termes mathématiques par des

contraintes. Le but second de la planification est, compte-tenu de ces contraintes, d'optimiser la mise en place du dispositif. Il s'agit là, à précision égale, de planifier le dispositif le plus économique qui soit.

2.1 Stratification de la forêt

« Stratification » doit ici être compris au sens de l'échantillonnage, c'est-à-dire un découpage spatial de la forêt en zones aussi homogènes que possible. Dans ce sens, la stratification va de pair avec une typologie de la forêt en formations végétales. La stratification est la première étape de la planification (Beetson *et al.*, 1993). Cette étape a normalement déjà été franchie dans les premières phases de l'élaboration du plan d'aménagement, et nous ne nous attarderons pas dessus. Nous tenons simplement à souligner l'apport appréciable des méthodes modernes d'analyses multivariées pour réaliser cette tâche. La définition des strates peut ainsi découler des étapes suivantes :

1. analyses multivariées des données de l'inventaire d'aménagement et identification des types de formations végétales ;
2. croisement des formations végétales avec d'autres types d'information.

L'analyse des données de l'inventaire d'aménagement consiste à faire des analyses en composantes principales (ACP) ou des analyses factorielles des correspondances (AFC) du tableau des abondances des espèces par relevé, et des tableaux espèce par espèce des effectifs par classe de diamètre et par relevé. Ces analyses sont complétées par une classification ascendante hiérarchique (CAH, la méthode de Ward semblant être la plus appropriée), qui permet d'identifier des types de formations végétales. En projetant les formations végétales obtenues par la CAH sur une carte, on peut délimiter des strates au sein de la forêt.

Les résultats de l'analyse multivariée des données d'inventaire peuvent ensuite être croisés avec d'autres informations décrivant le milieu : données pédologiques, géologiques ou géomorphologiques ; données climatologiques ou hydrographiques ; photographies aériennes ou images satellitales, etc. Si ces informations sont disponibles pour chaque relevé, des analyses à k -tableaux (principalement analyse canonique ou analyse de co-inertie ; Dolédec & Chessel, 1994) permettent

d'identifier les relations entre la végétation et l'environnement. Si ces informations sont disponibles de façon spatiale (variables régionalisées), des tests d'association peuvent être conduits, en prenant bien soin de tenir compte de la dépendance spatiale (Harms *et al.*, 2001). Cette seconde partie de l'analyse qui consiste à identifier les relations végétation-milieu permet d'une part d'interpréter les strates forestières obtenues précédemment, et d'autre part renforce les connaissances écologiques que l'on peut avoir sur les relations station-végétation. La littérature scientifique fournit de nombreux exemples illustrant l'ensemble de la démarche (Picard *et al.*, 2006 ; Réjou-Méchain, 2006).

À l'issue de cette étape, on doit avoir délimité des zones de plusieurs milliers d'hectares où l'on pourra installer les dispositifs (Beetson *et al.*, 1993 ; Vanclay *et al.*, 1995). L'intérêt étant porté à la quantification de la dynamique des populations et des peuplements dans les forêts exploitées, ce sont les strates concernées par l'exploitation qui doivent être étudiées en priorité. Dans chacune de ces strates, le dispositif installé doit être constitué d'un doublon exploité / non exploité afin de pouvoir quantifier l'impact de l'exploitation et la durée de cet impact sur les paramètres de la dynamique forestière et sur la structure des populations et des peuplements. Si la strate est, à l'origine, constituée de peuplements n'ayant jamais subi de perturbations, il sera également possible, grâce à ce doublon, de séparer rigoureusement les effets de l'exploitation des effets des conditions environnementales (type de sol, topographie, pluviométrie).

Si la forêt est fortement hétérogène et que les strates sont nombreuses, le nombre de dispositifs à installer selon le protocole que nous recommandons peut représenter un effort trop important. On sélectionnera alors les strates les plus représentatives de la forêt et/ou ayant un intérêt particulier (sur le plan économique ou écologique), à concurrence du nombre de dispositifs que l'on est prêt à installer. Dans certains cas, il faudra certainement raisonner la mise en place de ces dispositifs à l'échelle de plusieurs concessions plutôt qu'à celle d'une seule.

2.2 Raisonnement statistique

Une fois placé dans une zone considérée comme homogène on peut suivre le raisonnement statistique qui déterminera la taille du dispositif à installer. Comme toujours en théorie de l'échantillonnage, la taille de l'échantillon sera déterminée de manière à estimer une grandeur objectif avec une précision souhaitée. Encore faut-il préciser ce que la taille d'échantillon signifie, donc définir ce qu'est une observation (on parle aussi d'individu statistique), et définir la quantité objectif que l'on cherche à estimer. Un parallèle peut être établi avec l'inventaire forestier : dans l'inventaire forestier, la quantité objectif que l'on cherche à estimer avec une précision donnée est typiquement le volume de bois (distribué selon les espèces) et l'unité statistique est la placette d'inventaire. Dans le cas des dispositifs permanents, tout le raisonnement va découler du choix de la grandeur objectif à estimer.

2.2.1 Grandeur objectif à estimer

La grandeur objectif que l'on va chercher à estimer à l'aide d'un dispositif permanent doit être clairement *choisie*. Il n'y a donc pas de taille idéale de dispositif permanent dans l'absolu ou de protocole unique : à chaque objectif correspond en théorie un dispositif permanent adapté à cet objectif. La grandeur objectif doit de plus correspondre à un critère quantifiable numériquement, même si la théorie n'exclut pas l'extension du raisonnement à des quantités nominales. La première question à se poser est donc : que va-t-on chercher à estimer avec un dispositif permanent (Vanclay, 1992) ? La réponse à cette question n'est pas aussi immédiate qu'il semblerait. Les directives d'aménagement du Congo mentionnent par exemple (§ 2.4.3) que des « placettes permanentes de suivi de la dynamique forestière » seront installées de manière à « disposer de façon régulière de données précises sur :

- « – la croissance des essences,
- « – la productivité forestière,
- « – le taux de reconstitution,
- « – l'écologie des espèces,

- « – la phénologie des arbres,
- « – la dynamique de la régénération et de l'écosystème,
- « – l'âge de maturité sexuelle des essences (notamment celles qui sont plus exploitées),
- « – les réactions des peuplements aux traitements sylvicoles,

etc. »

Cette liste inachevée montre bien l'étendue des objectifs que l'on peut espérer atteindre avec les dispositifs permanents. En principe, rien n'interdit de combiner plusieurs objectifs au sein d'un raisonnement multi-critère : si une taille de dispositif A est requise pour estimer une grandeur objectif n° 1 avec une précision donnée, et si une taille de dispositif $A' > A$ est requise pour estimer une grandeur objectif n° 2 avec une précision donnée, c'est bien sûr le dispositif le plus grand, de taille A' , qu'il faudra mettre en place. En pratique, le raisonnement statistique est déjà suffisamment complexe avec une seule grandeur objectif. Il semble peu judicieux, au moins dans une première approche, de chercher à optimiser le dispositif permanent par rapport à plusieurs objectifs en même temps.

Nous avons donc pris le parti suivant :

1. retenir une grandeur-objectif clé,
c'est-à-dire la grandeur-objectif incontournable pour raisonner, sur une base rigoureuse, les paramètres des plans d'aménagement : il s'agit du taux de reconstitution du stock des espèces exploitables. Ce taux est défini, pour une espèce donnée, comme le ratio de son stock exploitable à l'issue d'un cycle d'exploitation sur son stock exploitable initial. Ce taux de reconstitution intègre dans son expression les différents paramètres de la dynamique populationnelle (taux de croissance, taux de mortalité, taux de recrutement), de sorte que toute imprécision dans l'estimation de ces paramètres entraînera une imprécision dans son estimation. En d'autres termes, en assurant une précision d'estimation correcte du taux de reconstitution du stock, on assure également une certaine précision d'estimation des différents paramètres de la dynamique des populations ciblées.

2. Optimiser le dispositif proposé en se focalisant sur un nombre limité d'espèces.

En effet, le taux de reconstitution du stock doit être estimé espèce par espèce. Étant donné la richesse spécifique des forêts tropicales

humides, et étant donné les déséquilibres entre espèces en termes d'abondance et en termes d'intérêt commercial, il n'y aurait guère de sens de chercher à estimer le taux de reconstitution du stock de chacune des espèces présentes. Nous nous sommes donc intéressés à une sélection d'espèces jugées prioritaires du fait de leur valeur commerciale et / ou de leur potentiel exploitable. Nous avons considéré que, dans la plupart des cas, la liste de ces espèces prioritaires serait de l'ordre d'une vingtaine : c'est essentiellement en fonction des caractéristiques de ces espèces que sont fixés les paramètres des plans d'aménagement.

3. Préserver l'avenir,

c'est-à-dire concevoir un dispositif permettant d'obtenir des informations aussi fiables que possible sur le taux de reconstitution du stock d'espèces non ciblées *a priori* mais qui pourraient se révéler stratégiques (économiquement et/ou écologiquement) à l'avenir.

4. Prendre en compte, de manière plus empirique, les autres grandeurs objectifs,

c'est-à-dire celles qui présentent un intérêt à la fois pour le gestionnaire mais aussi pour toutes les parties prenantes de la gestion forestière, en particulier : la structure (densité, surface terrière, structure diamétrique, volume / biomasse, hauteur dominante...) et la dynamique globale des peuplements, dont dépend la productivité globale, et la richesse et la diversité floristiques de ces peuplements (donc leur composition floristique).

Prendre en compte ces différents points nécessite de faire appel à un dispositif global emboîtant des sentiers (optimisés pour répondre aux deux premiers points) et des parcelles (adaptés à la prise en compte des points 3 et 4). Nous le justifions dans les paragraphes qui suivent. Nous nous intéressons en priorité aux deux premiers points : il s'agit donc avant tout de rechercher la taille du dispositif qui permettra d'estimer le taux de reconstitution du stock de chacune des espèces prioritaires avec une précision donnée.

Revenons un instant sur la définition du taux de reconstitution du stock. Le stock exploitable est défini comme l'effectif d'arbres dont le diamètre est supérieur au diamètre minimum d'exploitabilité (DME). L'exploitation retire des arbres de diamètre supérieur au diamètre minimum d'aménagement (DMA), avec $\text{DMA} \geq \text{DME}$. L'exploita-

tion est périodique et la durée du cycle entre deux coupes successives est la rotation. La figure 2.1 schématise l'évolution cyclique du stock exploitable. Si $S(0)$ désigne le stock exploitable initial (avant exploitation), qu'une exploitation a lieu au temps 0, et si $S(T)$ désigne le stock exploitable à l'issue de la première rotation (juste avant la seconde exploitation), le taux de reconstitution du stock est par définition :

$$X = \frac{S(T)}{S(0)} \quad (2.1)$$

L'opération peut être répétée de façon cyclique. À l'issue de la k^e rotation, le taux de reconstitution du stock est :

$$X_k = \frac{S(kT)}{S(kT - T)}$$

et on définit le taux asymptotique de reconstitution du stock, noté ρ , comme la limite, si elle existe, de X_k lorsque k tend vers l'infini :

$$\rho = \lim_{k \rightarrow \infty} X_k \quad (2.2)$$

Dans la suite de ce document, quand nous parlerons du taux de reconstitution du stock, il s'agira soit du taux à l'issue de la première rotation défini par (2.1), soit du taux asymptotique défini par (2.2). Si on ne précise pas, il s'agira par défaut du taux (2.1) à l'issue de la première rotation.

L'intérêt de considérer ces deux taux est qu'ils ne donnent pas le même poids aux paramètres de la dynamique forestière. Le taux (2.1) à l'issue de la première rotation correspond à une vision à court terme. Il donne plus de poids aux taux de croissance et de mortalité à proximité du DME et dépend comparativement peu du taux de recrutement. Ce taux a de plus un intérêt pratique et est mesurable dans un intervalle de temps raisonnable. L'inconvénient de ce taux est que sa valeur dépend de la distribution diamétrique initiale, comme l'illustre la figure 2.2. Le taux asymptotique (2.2) correspond au contraire à une vision à long terme (Doucet, 2003). Il dépend largement du taux de recrutement. Il a l'avantage de ne pas dépendre de la distribution diamétrique initiale. Cependant ce taux n'est pas mesurable en pratique dans la mesure où il supposerait le suivi pendant un temps très

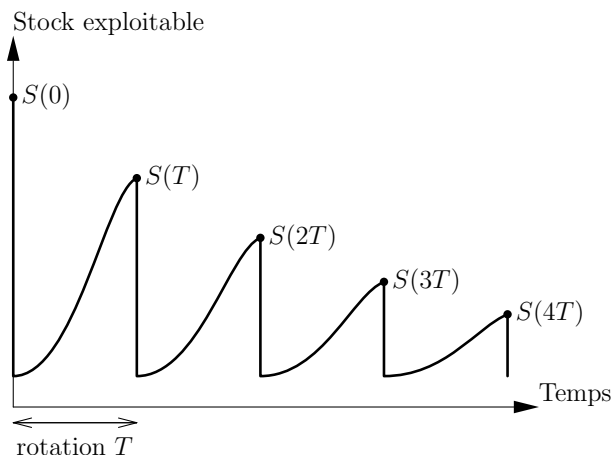


FIG. 2.1 – Schéma de l'évolution cyclique du stock exploitable lorsqu'une exploitation a lieu périodiquement avec une période T . $S(t)$ désigne le stock exploitable au temps t .

long (idéalement infini !) du peuplement, en supposant de surcroît que les conditions environnementales restent constantes pendant tout ce temps. Ce taux a donc essentiellement un intérêt théorique. Il s'interprète comme le taux de croissance malthusien du stock exploitable à la fin de chaque cycle (juste avant exploitation). Il constitue de ce fait un critère de la durabilité à long terme de l'exploitation : si $\rho = 1$, l'exploitation est durable à long terme, les prélèvements équilibrant le renouvellement naturel de la ressource ; si $\rho < 1$, l'exploitation n'est pas durable et le stock exploitable diminuera vers zéro ; si $\rho > 1$, l'exploitation ne prélève pas la possibilité et le stock exploitable croîtra. Dans le cas où $\rho = 1$, le niveau de l'équilibre entre les prélèvements et le renouvellement doit être précisé car il peut s'avérer bien différent du stock exploitable initial.

2.2.2 Variabilité d'échantillonnage

Une fois choisie la grandeur objectif à estimer, donc en premier lieu le taux de reconstitution du stock des espèces prioritaires, il s'agit d'établir la relation entre la taille d'échantillon et la précision d'esti-

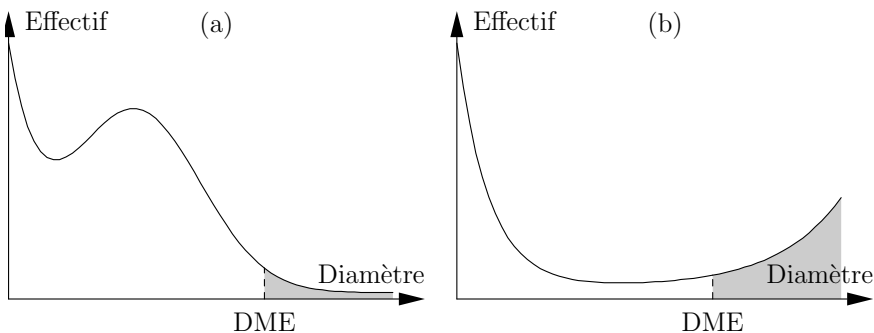


FIG. 2.2 – Influence de la distribution diamétrique initiale sur le taux de reconstitution du stock à l'issue d'une rotation: (a) distribution diamétrique initiale avec une bosse avant le DME; le stock exploitable initial est faible (zone grisée); le taux de reconstitution sera fort; (b) distribution diamétrique initiale en forme de U; le stock exploitable initial est fort (zone grisée); le taux de reconstitution sera faible.

mation de cette grandeur objectif. Le raisonnement statistique sous-jacent est le suivant : la grandeur objectif, en l'occurrence le taux de reconstitution du stock X , est estimé à partir de données. Il existe donc une expression mathématique \hat{X} qui donne la valeur estimée de X en fonction du jeu de données. On dit que \hat{X} est l'estimateur de X . C'est une variable aléatoire dont la loi de distribution dépend de la loi de distribution des observations. Comme toute variable aléatoire, l'estimateur \hat{X} de X a des caractéristiques statistiques, notamment son espérance $E(\hat{X})$, sa variance $\text{Var}(\hat{X})$ et des quantiles. Le α -quantile de \hat{X} , noté q_α , est la valeur de X telle que la probabilité que \hat{X} soit inférieure à cette valeur est égale à α :

$$\Pr(\hat{X} < q_\alpha) = \alpha$$

Par exemple le quantile au seuil 90% de \hat{X} est la valeur $q_{0.9}$ de X telle que 9 valeurs sur 10 de \hat{X} sont inférieures à $q_{0.9}$. L'intervalle de confiance au seuil α de \hat{X} est défini comme l'intervalle dont la borne inférieure est le $(1 - \alpha)/2$ -quantile de \hat{X} et la borne supérieure est le $(1 + \alpha)/2$ -quantile de \hat{X} . Il s'agit donc de l'intervalle centré sur la médiane de \hat{X} qui contient une proportion α des valeurs possibles de

\hat{X} . Enfin la précision d'estimation ε au seuil α de X est définie comme la demi-amplitude de l'intervalle de confiance de \hat{X} au seuil α divisée par l'espérance de \hat{X} , soit :

$$\varepsilon = \frac{q_{(1+\alpha)/2} - q_{(1-\alpha)/2}}{2 E(\hat{X})}$$

Soit n le nombre d'observations comprises dans le jeu de données. Sous des conditions assez peu contraignantes (qui correspondent *grossa modo* aux hypothèses du théorème central-limite), l'estimateur \hat{X} est asymptotiquement, lorsque n tend vers l'infini, distribué selon une loi normale. Il existe alors un écart-type asymptotique σ tel que, pour n assez grand :

$$\begin{aligned} q_{(1+\alpha)/2} &\approx E(\hat{X}) + q_{(1+\alpha)/2}^{(0)} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \\ q_{(1-\alpha)/2} &\approx E(\hat{X}) - q_{(1+\alpha)/2}^{(0)} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \end{aligned}$$

où $q_{\alpha}^{(0)}$ est le α -quantile d'une loi normale centrée réduite. En particulier, pour $\alpha = 95\%$, $q_{(1+\alpha)/2}^{(0)} \simeq 1.96$. Avec l'approximation asymptotique, on retrouve la relation classique :

$$\varepsilon = q_{(1+\alpha)/2}^{(0)} \frac{CV}{\sqrt{n}} \quad (2.3)$$

où $CV = \sigma/E(\hat{X})$ est le coefficient de variation de \hat{X} . Dans le cas de dispositifs permanents, nous serons cependant souvent amenés à travailler avec des petits échantillons (car les espèces sont peu abondantes). L'approximation asymptotique est alors non valable et il faut revenir à la loi de \hat{X} .

Comme nous l'avons déjà dit, la loi de \hat{X} dépend de la loi des observations et de l'expression de l'estimateur. Plusieurs approches sont possibles pour décrire la loi des observations et ainsi modéliser la variabilité d'échantillonnage. Nous avons choisi une approche bootstrap, qui consiste à remplacer la loi F des observations, qui est inconnue, par la loi empirique \hat{F} des observations dans un jeu de données de référence. L'approche bootstrap a l'avantage de ne requérir aucune hypothèse sur la forme de la distribution des observations. Par exemple, si une observation correspond au diamètre d'un

arbre, nous n'aurons pas à supposer que la distribution diamétrique est exponentielle, normale, en J-inversé, en forme de U... Le prix à payer cependant pour l'approche bootstrap est le recours à de longs calculs de simulation. En effet, toutes les propriétés statistiques de \hat{X} seront obtenues à partir d'échantillons bootstrap. Un échantillon bootstrap est un échantillon tiré avec remise dans le jeu de données de référence. À chaque échantillon bootstrap correspond une réplique bootstrap de \hat{X} , c'est-à-dire une estimation de X obtenue avec l'estimateur \hat{X} à partir de l'échantillon bootstrap. L'espérance de \hat{X} sera alors estimée comme la moyenne empirique des répliques bootstrap de \hat{X} , la variance de \hat{X} sera estimée comme la variance empirique des répliques bootstrap de \hat{X} , etc. Pour que ces estimations soient précises, le nombre de répliques bootstrap, noté B , doit être aussi élevé que possible. C'est seulement le temps de calcul que l'on est prêt à accorder à l'ordinateur qui limite la valeur de B .

Avec l'approche bootstrap, la loi des observations est entièrement définie par un jeu de données de référence. Il faut donc disposer préalablement d'un tel jeu de données. En l'occurrence, un jeu de données de référence correspond à un dispositif permanent suivi pendant au minimum deux pas de temps (une mesure initiale et une re-mesure). Il peut sembler paradoxal que pour planifier un dispositif permanent, il faille déjà disposer de données issues d'un dispositif permanent. La situation n'a en réalité rien de paradoxal et est la situation « normale » en théorie de l'échantillonnage. Pour revenir au parallèle avec l'inventaire forestier : la planification de l'inventaire forestier fait souvent intervenir (au moins dans un plan d'échantillonnage aléatoire simple) une formule du type (2.3), qui permet de déterminer le nombre n de placettes d'inventaire à mettre en place en fonction de la précision d'estimation ε escomptée. Mais pour calculer n , il faut connaître le coefficient de variation CV. Le CV est soit pris dans la littérature, ce qui revient à estimer le CV pour la formation que l'on souhaite inventorier par le CV d'une formation semblable déjà inventoriée, ou bien il est estimé préalablement par un pré-inventaire rapide. Le problème est exactement le même pour planifier un dispositif permanent, le rôle joué par le CV en inventaire forestier étant ici joué par le jeu de données de référence.

2.2.3 Estimateur de la grandeur objectif

Une fois spécifiée la loi des observations, il reste à spécifier, pour pouvoir déterminer les propriétés statistiques de \hat{X} , la forme de l'estimateur de X . Rappelons qu'un estimateur de X correspond de façon intuitive à une façon de calculer le taux de reconstitution du stock à partir d'un échantillon d'observations. L'estimateur de X peut prendre une infinité de formes. Les propriétés souhaitables d'un estimateur sont d'une part que son biais, c'est-à-dire l'écart entre l'espérance de \hat{X} et la « vraie » valeur de X (c'est-à-dire celle qui découle de la définition du taux de reconstitution du stock et de la loi des observations), soit aussi faible que possible, et que, d'autre part, la variance de \hat{X} soit aussi petite que possible. On résume souvent cela en disant que l'erreur quadratique de \hat{X} , somme du biais au carré et de la variance de \hat{X} , doit être aussi petite que possible. Une autre propriété souhaitable d'un estimateur est, par exemple, sa robustesse, c'est-à-dire sa sensibilité à des observations anormales. Il n'est en général pas possible de trouver un estimateur qui soit performant à tout point de vue. Par exemple il existe le plus souvent un compromis entre la robustesse et la variance, une plus grande robustesse de l'estimateur entraînant une plus forte variance (et inversement).

Le choix de l'estimateur n'est pas anodin. Toutes choses égales par ailleurs, un estimateur plus efficient (c'est-à-dire avec une plus petite erreur quadratique) amènera une meilleure précision d'estimation. En d'autres termes, à variabilité d'échantillonnage égale, l'usage d'un estimateur plus efficient permet, pour atteindre une précision d'estimation donnée de X , de réduire la taille (et donc le coût) du dispositif permanent à mettre en place.

Le taux de reconstitution du stock est généralement estimé à l'aide de la formule dite « de reconstitution du stock ». Cette formule, mise au point pour l'aménagement pilote intégré de Dimako au Cameroun (Durrieu de Madron *et al.*, 1998), a depuis été fréquemment reprise dans le cadre d'aménagements forestiers (Doucet, 2003). Cette formule néglige le recrutement et ne peut donc fournir des estimations qu'à court terme. La formule de reconstitution du stock s'avère en fait relativement efficiente pour estimer le taux de reconstitution du stock à l'issue de la première rotation, mais est totalement inapte à prédire le taux asymptotique de reconstitution du stock. Nous avons

donc préféré une autre approche pour estimer le taux de reconstitution du stock, à savoir une approche matricielle. Un modèle matriciel de type Usher (Caswell, 2001) sert à estimer la dynamique de la population structurée selon des classes de diamètres. Les effectifs par classe permettent de calculer le stock exploitable, et donc le taux de reconstitution du stock. On peut montrer que le modèle matriciel de Usher généralise la formule de reconstitution du stock. Tout résultat obtenu avec le modèle matriciel de Usher inclut donc comme cas particulier la formule de reconstitution du stock.

Le modèle matriciel de Usher et la formule de reconstitution du stock ont en commun de reposer sur des paramètres de la dynamique forestière : taux de croissance en diamètre, taux de mortalité et, en ce qui concerne le modèle de Usher uniquement, taux de recrutement. Ces paramètres de la dynamique forestière sont estimés à partir du jeu de données, et c'est la qualité des estimateurs de ces taux qui assure la qualité de l'estimateur de X . De ce point de vue, formule de reconstitution du stock et modèle matriciel sont logés à la même enseigne. De nombreuses études ont été menées pour déterminer les estimateurs les plus efficaces des taux de transition des modèles matriciels (Michie & Buongiorno, 1984 ; Picard *et al.*, 2007, 2008a). Nous utiliserons ici les estimateurs ayant été identifiés comme les plus efficaces.

2.3 Mise en œuvre du raisonnement

Le paragraphe précédent a listé les étapes nécessaires pour dérouler le raisonnement statistique qui permet de planifier la taille d'un dispositif permanent, à savoir :

- le choix d'une grandeur objectif à estimer (en l'occurrence, ici, la priorité est accordée au taux de reconstitution du stock d'une vingtaine d'espèces commerciales),
- une loi de distribution des observations, permettant de modéliser la variabilité d'échantillonnage (en l'occurrence la loi empirique des observations selon une approche bootstrap),
- un jeu de données de référence permettant de quantifier la variabilité d'échantillonnage,
- un estimateur de la grandeur objectif (en l'occurrence une prédiction faite avec un modèle matriciel de Usher).

Dans le cas du taux de reconstitution du stock, une observation correspond à un arbre mesuré à deux instants. L'unité statistique est donc l'arbre. Pour mettre en œuvre de façon effective le raisonnement statistique, il reste à expliciter chacun des points précédemment listés. Si dans le principe les choses ne sont pas très compliquées, elles s'avèrent très techniques en pratique. Pour ne pas surcharger le présent chapitre, nous avons choisi de rassembler tout le matériel technique dans l'annexe A de ce document. On y trouvera un exposé sur les modèles matriciels, la forme de l'estimateur de X utilisé, les algorithmes bootstrap permettant de calculer les propriétés statistiques de \hat{X} et, d'une manière générale, tout ce qui permet de mettre en œuvre le raisonnement statistique exposé succinctement ici. L'annexe A peut être lue indépendamment du reste du document, et réciproquement. Le lecteur peu intéressé par les aspects purement techniques du raisonnement pourra l'ignorer, tandis que le lecteur désireux de mettre en œuvre ce raisonnement à partir de ses propres données y trouvera les informations utiles.

2.4 Dispositif proposé

Ce chapitre sur la planification d'un dispositif permanent pourrait s'arrêter ici, dans la mesure où tous les éléments permettant de dérouler le raisonnement qui mène de la précision d'estimation voulue pour X à la taille du dispositif requise pour cela ont été exposés (en se référant à l'annexe A pour les détails techniques). On pourrait alors laisser le soin au lecteur d'appliquer lui-même ces principes à partir de ses données. Cela sous-entend que des données issues d'un dispositif permanent sont accessibles à tous, ce qui n'est pas le cas. Nous avons donc mis en œuvre le raisonnement statistique en utilisant les données du dispositif permanent de M'Baïki en République Centrafricaine (Bedel *et al.*, 1998). À nouveau, pour ne pas surcharger le présent chapitre, nous avons développé l'application du raisonnement aux données de M'Baïki dans le chapitre 5. Nous synthétisons dans cette section les résultats obtenus en présentant ce que pourrait être un dispositif permanent type pour les forêts du bassin du Congo. Le dispositif présenté est « idéal » dans le sens où il satisfait les exi-

gences scientifiques de précision sans s'embarrasser outre mesure des contraintes de faisabilité.

Il ne s'agit là que d'une première étape. Le peuplement de M'Baïki n'est pas représentatif de tous les peuplements du bassin du Congo. De même que lorsque l'on planifie un inventaire forestier, il est acceptable d'utiliser pour la valeur du CV celle venant d'un peuplement différent, il est acceptable dans un premier temps d'utiliser le dispositif de M'Baïki comme référence pour installer de nouveaux dispositifs. En tout état de cause, la précision d'estimation de X sera calculée pour tout dispositif une fois que les données y auront été acquises, et c'est cette valeur et non pas celle escomptée sur la base des données de M'Baïki qui sera prise en compte. Ensuite, il faudra ajuster les générations futures de dispositifs en fonction des connaissances acquises sur les dispositifs installés.

2.4.1 Diamètre minimum d'inventaire

Les résultats qui suivent ont été établis sur la base d'un diamètre minimum d'inventaire de 10 cm. Toute modification de ce seuil entraîne une variation du nombre d'arbres suivis selon une relation qui, en forêt naturelle, est approximativement exponentielle (loi de de Liocourt, 1898). Une règle approximative est qu'une diminution (respectivement une augmentation) du seuil de 10 cm entraîne un doublement (respectivement une division par deux) du nombre d'arbres suivis (Alder & Synnott, 1992). Par conséquent, le diamètre minimum d'inventaire ne peut pas être planifié séparément de la taille du dispositif : la taille du dispositif doit être déterminée conditionnellement au choix du diamètre minimum d'inventaire. Un relèvement du seuil entraînera une augmentation de la taille du dispositif à mettre en place. Le seuil de 10 cm ressort comme un standard (cf. chapitre 1), même si des seuils plus élevés ont été proposés (Alder & Synnott, 1992).

2.4.2 Intervalle de temps entre deux mesures

Les résultats qui suivent ont été établis sur la base d'un pas de temps de deux ans entre deux mesures successives. Le choix de la durée entre deux mesures successives a été largement débattu (Whitmore, 1989 ; Sheil, 1995a ; Sheil *et al.*, 1995 ; Ranney & Rovainen, 1995). Il

y a les tenants de mesures fréquentes, typiquement annuelles, et les tenants de mesures plus espacées, typiquement tous les cinq ans. Chaque solution présente ses avantages et ses inconvénients, d'un point de vue aussi bien pratique que théorique. Pour une durée de suivi du dispositif donnée, un pas de temps long réduit le nombre de campagnes de mesure à réaliser par rapport à un pas de temps court, et par là même le coût du suivi. L'accroissement brut en diamètre des arbres est plus élevé avec un pas de temps long, et donc la quantité d'information apportée par une mesure est plus élevée avec un pas de temps long qu'avec un pas de temps court. Cependant la quantité de données disponibles sur un intervalle de temps donné est plus élevée avec un pas de temps court.

En ce qui concerne la mortalité, un pas de temps court permet de distinguer le type de mortalité (mort sur pied, chablis simple, chablis complexe...), ce qui s'avère difficile avec un pas de temps long. Le pas de temps en soi a une influence sur l'estimation du taux de mortalité (Sheil, 1995b ; Sheil *et al.*, 1995 ; Sheil & May, 1996 ; Kubo *et al.*, 2000 ; Lewis *et al.*, 2004c) et peut introduire un biais d'estimation s'il est trop long. Un pas de temps court est préférable de ce point de vue. Le problème se pose en termes semblables pour le taux de recrutement et le taux de turnover : un pas de temps court est préférable pour limiter les biais d'estimation. Un pas de temps court limite aussi l'oubli des arbres qui sont recrutés et qui meurent dans l'intervalle de temps entre deux campagnes de mesure successives : ces arbres échappent au suivi alors qu'ils seraient à prendre en compte dans l'évaluation de la dynamique forestière.

Un pas de temps court permet en outre d'étudier les variations climatiques de la dynamique, ce qui est plus difficile avec un pas de temps long qui intègre ces variations dans la durée. Dans le même ordre d'idée, un pas de temps court permet de capter certaines réactions fugitives aux perturbations, comme par exemple les pics de mortalité liés au déséquilibre des peuplements (Gourlet-Fleury *et al.*, 2004), qui se produisent dans les deux à trois ans suivant une exploitation. Avec un pas de temps long, ces variations rapides ne seraient pas saisissables.

Enfin, du point de vue de l'entretien du dispositif et des erreurs de mesure, un pas de temps court permet de mieux suivre la croissance

des contreforts (pour les arbres à contreforts). Un pas de temps court permet un meilleur entretien et une meilleure protection du dispositif d'une manière générale. En particulier, un pas de temps court permet de s'assurer que la peinture sur les arbres (numéro de l'arbre et/ou trait identifiant le niveau de mesure de la circonférence) est toujours visible. Un pas de temps court limite le risque de ne plus retrouver certaines tiges (petites tiges détruites, par exemple par des éléphants, et dont toute trace disparaît rapidement). Un pas de temps court permet de repérer plus rapidement les erreurs de mesure et de les corriger. Cependant un pas de temps court a un impact négatif en termes de perturbation de la parcelle par les mesureurs (piétinement de la régénération, dégâts à la machette...).

Nous avons opté pour des mesures fréquentes parce que d'une part cela permet de lisser les erreurs de mesure, et d'autre part cela limite le risque de perte de données.

Pour préciser le premier point : l'estimation du taux de reconstitution du stock est faite à l'aide d'un modèle matriciel qui utilise pour faire ses projections temporelles un pas de temps Δt . Le pas de temps Δt du modèle matriciel n'est pas forcément égal à l'intervalle de temps entre deux mesures successives, mais du moins est-il un multiple de cet intervalle de temps (dans le cas contraire, voir Harrison & Michie, 1985). Lorsque Δt englobe plusieurs campagnes de mesure du dispositif, on peut estimer le diamètre au temps $t + \Delta t$ d'un arbre par :

$$\hat{D}(t + \Delta t) = D(t) + \hat{a} \Delta t$$

où \hat{a} est la pente de la régression linéaire de $D(t)$, $D(t+1)$, ..., $D(t + \Delta t)$ par rapport au temps, et $D(t)$ désigne le diamètre effectivement mesuré au temps t . Cette procédure de lissage par régression linéaire permet d'atténuer les erreurs de mesure.

Pour préciser le second point : le risque de perdre une campagne de mesure par suite de mauvaise manipulation ne doit pas être ignoré. Avec des mesures réalisées tous les deux ans, la perte d'une campagne de mesure a moins d'impact qu'avec une fréquence de re-mesure moins élevée.

2.4.3 Type de dispositif

Trois types de dispositif permanent peuvent être mis en place : les parcelles, les layons ou les sentiers. Écartons d'emblée les layons qui, d'un point de vue statistique, ne sont rien de plus que des parcelles très allongées. Par leur forme, les layons ont en effet un ratio surface / périmètre très faible, c'est-à-dire que les effets de bord y sont importants. Cela peut être gênant si l'on veut appliquer un traitement sylvicole. Surtout cela limite l'utilisation que l'on pourra faire des données, sachant que des effets de bord importants sont incompatibles avec les analyses spatiales (qu'il s'agisse de statistiques spatiales pour caractériser la répartition spatiale des arbres, ou qu'il s'agisse de modélisation de la dynamique forestière utilisant des indices de compétition dépendants des distances). En outre, le positionnement des layons peut se prêter à des choix subjectifs (suivre une piste à éléphants...) qui pourraient entraîner des biais d'estimation.

L'application du raisonnement statistique aux données de M'Baïki montre que la parcelle permanente seule n'est pas la bonne solution pour estimer le taux de reconstitution du stock sur une base spécifique. L'estimation de X avec une précision acceptable requiert un nombre d'observations qui est élevé pour la plupart des espèces (cf. tableau 2.1 qui résume le tableau 5.2 p.140) : de 50 individus pour le tali (*Erythrophleum suaveolens*) pour une précision d'estimation de X de 30 % au seuil $\alpha = 0.8$, jusqu'à 3 905 individus pour le longhi monzounzé (*Chrysophyllum africanum*) pour une précision d'estimation de 10 % au seuil $\alpha = 0.95$. Étant donné les densités des espèces, ces effectifs correspondent à des superficies allant de 12 ha pour le sapelli (*Entandrophragma cylindricum*) pour une précision $\varepsilon = 30\%$ au seuil $\alpha = 0.8$, à 1 358 ha toujours pour le longhi monzounzé et pour une précision $\varepsilon = 10\%$ au seuil $\alpha = 0.95$ (tableau 2.2). Dans la mesure où c'est l'espèce la plus contrainte qui détermine la taille du dispositif, c'est ici au longhi monzounzé qu'il faut se référer pour déterminer cette taille. La superficie à mettre en parcelle permanente varierait alors entre 67 et 1 358 ha selon le degré de précision voulue (dans la fourchette 10–30 %). Même la superficie la plus petite, en l'occurrence 67 ha, demanderait en pratique un effort de terrain trop élevé.

TAB. 2.1 – *Minimums et maximums selon les espèces de la taille d'échantillon requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné.*

ε	α	Minimum		Maximum	
		effectif	essence	effectif	essence
30%	0.8	50	tali	192	longhi*
"	0.9	80	"	309	"
"	0.95	110	"	434	"
20%	0.8	112	"	433	"
"	0.9	180	"	694	"
"	0.95	247	"	976	"
10%	0.8	447	"	1731	"
"	0.9	721	"	2777	"
"	0.95	989	"	3905	"

* *Chrysophyllum africanum*

On retiendra que ce n'est pas tant le nombre d'observations à réaliser pour chaque espèce qui est trop élevé, que les superficies correspondantes étant donné la densité des espèces. Dans la mesure où nous avons fait le choix de nous concentrer en priorité sur une vingtaine d'espèces de valeur (voir § 2.2.1), recourir à des parcelles permanentes dans lesquelles tous les arbres sont mesurés représente un effort évidemment inadapté pour quantifier leur dynamique de population. Les sentiers sont un dispositif mieux adapté.

Les sentiers présentent l'avantage d'autoriser le choix des individus à suivre. Cela permet non seulement de sélectionner les espèces prioritaires, mais aussi de contrôler la distribution diamétrique de l'échantillon suivi : on peut s'assurer qu'il y a le même nombre d'individus dans chaque classe de diamètre. L'inconvénient des sentiers est qu'ils ne permettent pas d'estimer le taux de recrutement, dans la mesure où il n'y a pas de surface de référence dans laquelle comptabiliser les individus nouvellement recrutés. Dans une vision à court terme, cela n'a guère d'importance : on peut négliger le recrutement qui contribue peu (voire pas du tout) au renouvellement du stock exploitable. Ainsi a-t-on pu vérifier (cf. chapitre 5 et annexe A) que la

TAB. 2.2 – *Minimums et maximums selon les espèces de la superficie en parcelle permanente requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné.*

ε	α	Minimum		Maximum	
		surface (ha)	essence	surface (ha)	essence
30%	0.8	12	sapelli	67	longhi*
"	0.9	20	"	107	"
"	0.95	29	"	151	"
20%	0.8	27	"	151	"
"	0.9	45	"	241	"
"	0.95	65	"	340	"
10%	0.8	109	"	602	"
"	0.9	180	"	966	"
"	0.95	258	"	1358	"

* *Chrysophyllum africanum*

précision d’estimation du taux de reconstitution du stock à l’issue de la première rotation ne varie quasiment pas, que l’on estime le taux de recrutement ou qu’on le fixe à zéro. Au mieux observe-t-on une légère sous-estimation du taux de reconstitution du stock lorsque le taux de recrutement est mis à zéro. Dans une vision à long terme en revanche, le recrutement ne peut pas être ignoré. Aussi bien la valeur du taux asymptotique de reconstitution du stock que sa précision d’estimation dépendent fortement de la façon dont le taux de recrutement est estimé. Un dispositif constitué uniquement de sentiers ne permet donc pas d’aborder les questions à moyen ou long terme.

À ces considérations basées uniquement sur l’estimation du taux de reconstitution du stock des espèces prioritaires s’ajoutent d’autres considérations que nous avons évoquées au paragraphe 2.2.1 : il faut autant que possible mettre en place des dispositifs permanents qui « préservent l’avenir » et ne ferment pas la porte à d’autres objectifs que celui que nous avons privilégié. Nous avons en particulier mentionné l’étude d’autres espèces non prioritaires au moment de la mise en place des sentiers, mais qui le deviennent par la suite. Nous avons également souligné l’intérêt de la quantification de variables ca-

ractéristiques du peuplement telles que la structure diamétrique, la dynamique globale, la richesse et la diversité floristique. L'étude de ces questions requière l'installation de parcelles permanentes, et non pas de sentiers.

Un dispositif permanent « idéal » devrait donc combiner les deux types : sentiers et parcelles permanentes. Les sentiers sont efficaces pour fournir des prédictions à court terme en se focalisant sur les espèces prioritaires. Les parcelles sont indispensables pour obtenir une vision à moyen ou long terme de l'évolution des espèces prioritaires et pour aborder des questions plus larges, au premier rang desquelles le suivi du peuplement dans son ensemble. Nous recommandons en définitive l'une des trois options suivantes :

- Option « minimale » : installer uniquement des sentiers ciblés sur les espèces prioritaires. Il n'y a pas de suivi du peuplement dans son ensemble, et pas d'estimation du recrutement. Cette option minimale permet d'estimer le taux de reconstitution du stock des espèces étudiées, à l'issue d'une rotation, mais n'offre pas de vision à plus long terme.
- Option intermédiaire, permettant d'estimer de manière fiable le taux de recrutement des espèces prioritaires dont le suivi est ciblé par les sentiers : elle consiste à réaliser des inventaires systématiques et répétés (sur un pas de temps long) de ces espèces sur une surface de plusieurs centaines d'hectares englobant les sentiers, sachant que le premier inventaire est de toute façon indispensable pour optimiser la mise en place de ces sentiers (cf. chapitre 3).
- Option complète : les sentiers de l'option minimale sont complétés par des parcelles permanentes. Ces parcelles permanentes permettent un suivi du peuplement dans son ensemble et permettent d'estimer le taux de recrutement de toutes les espèces présentes. Cette option complète permet d'estimer le taux asymptotique de reconstitution du stock et offre une vision à moyen et long terme du devenir du peuplement.

Les trois options doivent être compatibles : l'option minimale doit être emboîtée dans l'option intermédiaire, elle-même emboîtée dans l'option complète, de telle sorte qu'il soit possible de passer de l'une à l'autre en fonction de l'effort de mesure que l'on est prêt à consentir.

2.4.4 Taille du dispositif

Option minimale

Intéressons-nous d'abord à l'option minimale constituée uniquement de sentiers (à raison d'un sentier par espèce d'intérêt). Nous recommandons de constituer un échantillon comportant le même nombre d'arbres dans chaque classe de diamètre. Le choix des arbres à suivre sur le terrain devra donc s'effectuer de manière à équilibrer le nombre d'arbres dans chaque classe. Compte tenu de cette contrainte, le nombre d'arbres à suivre le long du sentier varie en fonction de l'espèce considérée et de la précision souhaitée. En se basant sur les données de M'Baïki, la taille de l'échantillon qu'il faudrait constituer varie de 49 arbres pour le dibétou (*Lovoa trichilioïdes*) pour une précision $\varepsilon = 30\%$ au seuil $\alpha = 0.8$, à 5 317 arbres pour l'acajou (*Khaya anthotheca*) pour une précision $\varepsilon = 10\%$ au seuil $\alpha = 0.95$ (cf. tableau 5.3 p.141). Un compromis entre ces deux extrêmes qui permet, pour la plupart des espèces considérées à M'Baïki, de rester dans la fourchette 10–30 % pour la précision avec un seuil α de 0.8–0.95 est :

$$n = 200 \text{ arbres}$$

C'est l'effectif d'arbres que nous recommandons donc de suivre, *pour chaque espèce*, le long de sentiers. Cet effectif ne permet pas forcément, pour certaines espèces (notamment l'acajou), d'atteindre la précision voulue au bout d'une seule re-mesure. Dans ce cas, c'est l'accumulation des re-mesures successives qui permettra d'atteindre cette précision. En d'autres termes, nous recommandons d'en rester à 200 arbres quelle que soit l'espèce, quitte à attendre la réalisation de plusieurs campagnes de mesure pour atteindre la précision voulue, plutôt que d'augmenter le nombre d'arbres suivis.

À M'Baïki, la densité moyenne en 1998 des 20 espèces prioritaires identifiées est de $4.44 \text{ tiges} \cdot \text{ha}^{-1}$, avec un minimum de $0.20 \text{ tiges} \cdot \text{ha}^{-1}$ pour le sipo (*Entandrophragma utile*) et un maximum de $38.18 \text{ tiges} \cdot \text{ha}^{-1}$ pour le niové (*Staudtia kamerunensis*; cf. tableau 5.1 p.138). Dans la mesure où l'on peut être amené à prospecter des surfaces énormes pour rechercher ne serait-ce que 200 individus de certaines espèces (1 000 ha dans le cas du sipo à M'Baïki, par exemple), nous recommandons par ailleurs de circonscrire les sentiers dans une

zone délimitée. Si l'effectif de $n = 200$ arbres peut être trouvé dans cette zone circonscrite, on mettra en place un sentier de 200 arbres. Dans le cas contraire, on utilisera tous les arbres que l'on peut trouver dans la zone, et c'est la répétition des re-mesures successives qui compensera le manque d'effectifs. Nous recommandons d'utiliser une zone de superficie :

$$A = 400 \text{ ha}$$

Cela correspond à une densité minimale de $0.5 \text{ tiges} \cdot \text{ha}^{-1}$ pour espérer atteindre le seuil de $n = 200$ arbres. À M'Baïki en 1998, cette superficie de 400 ha permet d'atteindre en espérance l'effectif de $n = 200$ arbres pour 18 des 20 espèces prioritaires (les deux espèces trop peu abondantes pour satisfaire ce critère étant le sipo et le bossé clair ; cf. tableau 5.1 p.138).

Option complète

L'option complète correspond à un dispositif hybride combinant sentiers et parcelles permanentes. La taille des sentiers est la même que dans l'option minimale, afin d'assurer la compatibilité des deux options. La superficie à mettre en parcelle permanente peut être calculée, de nouveau, en considérant la contrainte la plus forte. La précision d'estimation des taux de passage et de mortalité étant assurée par les arbres suivis le long des sentiers, il s'agit à présent d'estimer avec une précision suffisante le taux de recrutement des espèces prioritaires (c'est-à-dire celles ciblées par les sentiers). En repartant de la précision escomptée pour le taux *asymptotique* de reconstitution du stock, on peut calculer qu'à M'Baïki, cette superficie varierait de 4 ha pour le sapelli pour une précision $\varepsilon = 30 \%$ au seuil $\alpha = 0.8$, à 693 ha pour l'ayous (*Triplochiton scleroxylon*) pour une précision $\varepsilon = 20 \%$ au seuil $\alpha = 0.95$ (cf. tableau 5.5 p.146). Un compromis entre ces deux extrêmes qui permet, pour la plupart des espèces considérées à M'Baïki, de rester dans la fourchette 10–30 % pour la précision avec un seuil α de 0.8–0.95 est de l'ordre de 20 ha. Là encore, ce sont les re-mesures successives qui compenseront, le cas échéant, l'insuffisance de la superficie pour atteindre la précision voulue.

Le suivi d'une vingtaine d'hectares sous la forme d'une ou de plusieurs parcelles permanentes permettrait d'avoir accès à une première

estimation des paramètres de dynamique de toutes les espèces représentées par plus de 1 arbre par hectare. Il permettrait d'avoir une très bonne estimation des surfaces terrières et des biomasses, qui requièrent des superficies d'inventaire plus faibles, de l'ordre de quelques hectares (Brown *et al.*, 1995 ; Clark & Clark, 2000 ; Chave *et al.*, 2001 ; Keller *et al.*, 2001 ; Metcalfe *et al.*, 2008). Sachant que la structure et la biomasse des peuplements sont largement dépendantes de l'effectif des gros arbres présents, nous avons calculé la superficie qu'il faudrait mettre en parcelle permanente pour obtenir une précision de 10 % sur le taux de reconstitution du stock des arbres de plus de 80 cm de diamètre à hauteur de poitrine, toutes espèces confondues, avec un risque d'erreur de 5 % : cette superficie serait de 14 ha. La dynamique des peuplements et l'effet de l'exploitation sur cette dynamique ont été étudiés sur des parcelles de grande taille, cumulant de 12 ha (à M'Baïki) à 18 ha (à Paracou). Enfin, richesse et diversité floristiques sont couramment étudiées, dans le monde intertropical, sur des parcelles de 1 ha (cf. chapitre 1).

Il reste ensuite à savoir comment partager cette vingtaine d'hectares : vaut-il mieux constituer un nombre limité de parcelles de grande taille ou beaucoup de parcelles de petite taille ? Cette question constitue un problème classique de l'inventaire forestier et sa résolution théorique ne pose pas de problème. Toutefois, la mise en œuvre de la solution théorique requiert des informations dont on ne dispose en général pas. Il faut pouvoir décrire la variabilité de la distribution spatiale des espèces. On le fait généralement de manière indirecte, en décrivant d'une part la variabilité spatiale de l'environnement, et d'autre part la relation entre la densité locale de l'espèce et son environnement. Les connaissances sur l'autécologie de la plupart des espèces de forêt tropicale humide restent cependant limitées et l'on est rarement en mesure de relier l'abondance locale de ces espèces à leur environnement. De ce fait, le raisonnement théorique ne peut pas être mené à son terme. On se contentera donc de considérations empiriques.

Des parcelles de grande taille sont avantageuses pour les analyses spatiales dans la mesure où elles minimisent les effets de bord. À superficie totale fixée, il est également moins coûteux de mettre en place peu de parcelles de grande taille que beaucoup de parcelles de

petite taille. Les parcelles de petite taille ont l'avantage de mieux couvrir la variabilité de l'environnement. Plus l'environnement sera variable, plus on aura intérêt à fragmenter la superficie totale en petites parcelles. Sur la base de l'expérience du Cirad (cf. chapitre 1), nous recommandons d'utiliser des parcelles de surface unitaire de quelques hectares : 4 ha (200×200 m), 6,25 ha (250×250 m) ou 9 ha (300×300 m). Compte-tenu de la superficie totale à installer en parcelle permanente, cela se traduira par la mise en place de 5, 3 ou 2 parcelles emboîtées dans la zone où ont été installés les sentiers.

2.4.5 Durée de vie du dispositif

Un dispositif permanent prend d'autant plus de valeur qu'il est ancien. Il peut être cependant nécessaire, pour des raisons économiques (estimation du coût global d'un dispositif sur toute sa durée) ou pratique, de raisonner en tenant compte d'une durée de vie du dispositif. Dès lors que l'objectif d'un dispositif permanent est d'estimer le taux de reconstitution du stock des espèces, un plancher à la durée de vie d'un dispositif est la durée de la rotation. À cette seule condition aura-t-on une estimation directe du taux de reconstitution du stock et pas seulement une estimation calculée à l'aide d'un modèle de dynamique forestière.

Comme on l'a vu précédemment, la répétition des mesures dans le temps sert également de garde-fou pour compenser l'insuffisance éventuelle de la taille du dispositif permanent. Il faut donc également prévoir une durée de vie qui permette d'atteindre la précision souhaitée compte tenu de la taille imposée au dispositif. Sur la base d'un nombre d'observations égal à 200 arbres, le nombre de re-mesures requis à M'Baïki pour atteindre une précision $\varepsilon = 10\%$ au seuil $\alpha = 0.95$ peut ainsi atteindre 27 pour l'acajou (cf. tableau 5.4 p.142), soit au-delà de la durée de rotation si on se base sur un pas de temps bisannuel ($27 \times 2 = 54$ ans contre 24 ans pour la durée de rotation utilisée dans cet exemple).

2.4.6 En guise de conclusion

Nous concluons cette section avec une mise en garde pour dire que le protocole décrit ici correspond à un protocole « idéal », dans

le sens où il satisfait les exigences scientifiques de précision mais sans s'embarrasser outre mesure des contraintes de faisabilité. Si un tel protocole peut être mis en œuvre dans un contexte scientifique mobilisant des fonds appropriés (cf. prochain chapitre, § 3.5, pour une évaluation des moyens à mobiliser), il n'est pas envisageable de le répliquer dans chaque concession forestière. L'étape suivante, que le présent manuel laisse délibérément de côté, consisterait à raisonner la mise en place d'un réseau de dispositifs permanents à une échelle nationale ou sous-régionale. Ce réseau reposerait sur un nombre limité de dispositifs « idéaux » dont l'emplacement serait choisi en fonction de la typologie des formations végétales, et d'un plus grand nombre de répétitions de dispositifs légers. La mise en place de ce réseau devra pleinement intégrer les contraintes de faisabilité, et devra recourir à des arbitrages qui dépassent le cadre du présent manuel. Même si le dispositif « idéal » présenté dans cette section ne répond pas forcément aux attentes concrètes des concessionnaires, il n'en reste pas moins que le présent chapitre répond à la question : quelle précision d'estimation du taux de reconstitution du stock peut-on escompter à partir de tel ou tel dispositif permanent ?

3

Mise en place

Nous abordons, dans ce chapitre, différentes questions pratiques portant sur le tracé des sentiers de suivi, l'emplacement et la délimitation des parcelles, le positionnement et le marquage des arbres, les mesures à effectuer en vue d'estimer les variables les plus intéressantes, le calendrier des inventaires, le temps et l'organisation nécessaires pour mener ces inventaires à bien. D'autres auteurs ont, avant nous, proposé ou analysé en détail les protocoles de mise en place de parcelles permanentes en forêt tropicale, en particulier Dallmeier (1992) ; Alder & Synnott (1992) ; Sheil (1995a). Certaines de nos propositions les suivent, d'autres non. Nous nous appuyons pour cela sur les 30 années d'expérience du CTFT et du département Forêts du CIRAD dans la mise en place et le suivi de parcelles permanentes en forêt tropicale humide (Favrichon, 1998), mais nous avons également pris en compte l'expérience d'autres équipes plus focalisées sur les inventaires, les sentiers de suivi et/ou les transects.

Il nous paraît important d'insister d'entrée sur un point particulier : la nécessité de maintenir dans le temps les mêmes protocoles de marquage et de mesure des arbres dans les dispositifs. C'est d'autant plus important que nous traitons là de dispositifs dont la mise en

place n'a de sens que s'ils sont suivis sur le long terme. Ce long terme signifie qu'il faudra faire face aux changements d'équipes, d'encadrement, de matériel de mesure, tous éléments susceptibles d'entraîner des modifications dans la manière dont les données sont prélevées et donc d'hypothéquer les possibilités d'effectuer des comparaisons rigoureuses d'un bout à l'autre des séries temporelles (voir Champine, 1993). En tout état de cause, toutes les modifications de protocoles qui seraient introduites au cours du temps, si elles sont absolument nécessaires, doivent faire l'objet d'une description très précise dans un guide technique qui accompagnera le dispositif.

3.1 Emplacement et délimitation

La question de l'effectif et de la taille des individus à inventorier le long des sentiers de suivi a été traitée dans le chapitre 2, de même que celle du nombre, de la forme et de la taille des parcelles. Nous faisons l'hypothèse, dans ce qui suit, que la vingtaine d'espèces ciblées par le suivi à l'aide de sentiers fait partie de l'ensemble des espèces exploitables.

3.1.1 Emplacement des sentiers et des parcelles

L'emplacement des sentiers et des parcelles doit impérativement être raisonné à partir d'une stratification préliminaire du milieu, afin de garantir la représentativité des mesures qui seront effectuées. Si plusieurs sentiers et parcelles peuvent être installés afin de tester l'effet de l'exploitation, il faut qu'ils soient à l'origine situés dans des conditions environnementales (topographie, sols, types de peuplement) aussi semblables que possible. Les populations ciblées par les sentiers doivent présenter des densités proches et des structures diamétriques comparables. Les peuplements suivis dans les parcelles doivent abriter les principales espèces exploitables, également en densité comparable dans les différentes classes de diamètre¹. Ceci est une

1. On fait l'hypothèse que des peuplements situés dans les mêmes conditions environnementales et abritant les mêmes espèces commerciales en densité équivalente sont eux-mêmes des peuplements comparables du point de vue de leur histoire et de leur structure. Abriter des espèces commerciales garantit que l'ex-

condition importante à remplir pour qu'après exploitation, les sentiers et parcelles demeurés intacts constituent de vrais témoins des sentiers et parcelles exploités.

Une précaution indispensable à prendre consiste donc à réaliser, suite au travail de stratification, un inventaire préliminaire d'une zone de quelques centaines d'hectares identifiée comme intéressante pour abriter des sentiers et des parcelles : en pratique, il s'agit de la zone de 400 ha mentionnée au paragraphe 2.4.4, nous parlerons par la suite de « site ». Un quadrillage de maille 1 ha (layons nord / sud et est / ouest installés tous les 100 m)² doit être mis en place sur ce site, et un inventaire « léger » réalisé : comptage par maille de 1 ha, et mesure du diamètre de tous les arbres de plus de 10 cm de diamètre à hauteur de poitrine (« dbh » en abrégé) appartenant aux principales espèces exploitables, localisation approximative des arbres de plus de 40 cm dbh (voir figure 3.1). Les arbres inventoriés doivent être marqués, à la fois pour éviter les doubles comptages et pour permettre, lors d'un passage ultérieur, la quantification du recrutement (voir § 3.2.3, « marques de contrôle »).

Les résultats peuvent se présenter alors sous la forme de cartes de densité par espèce et par classe de diamètre et de cartes de localisation des arbres moyens et gros. Ils permettent de raisonner l'emplacement des sentiers de suivi et celui des parcelles.

Emplacement des sentiers de suivi

Il s'agit de joindre, par un sentier, tous les arbres dont il faudra suivre la croissance et la mortalité. Le nombre d'arbres à suivre le long des sentiers correspond à la taille d'échantillon requise pour atteindre une précision acceptable pour l'estimation du taux de reconstitution du stock, soit environ 200 arbres par espèce (voir chapitre 2). De

ploitation aura un impact significatif sur les peuplements et qu'un effet net pourra être mesuré sur la dynamique des peuplements et des populations ciblées.

2. Il peut être considéré comme plus pratique, pour les équipes d'inventaire, de mettre en place des layons nord / sud tous les 50 m et des layons est / ouest tous les 200 m. Cela permet à l'équipe de se déployer totalement entre 2 layons lors des virées nord / sud, et de ne risquer aucun double comptage dans les bandes d'inventaire. Le raisonnement reste ensuite le même, il faudra simplement prévoir un layonnage est / ouest intercalaire complémentaire pour la mise en place des parcelles en plein (cf. § 3.1.2).

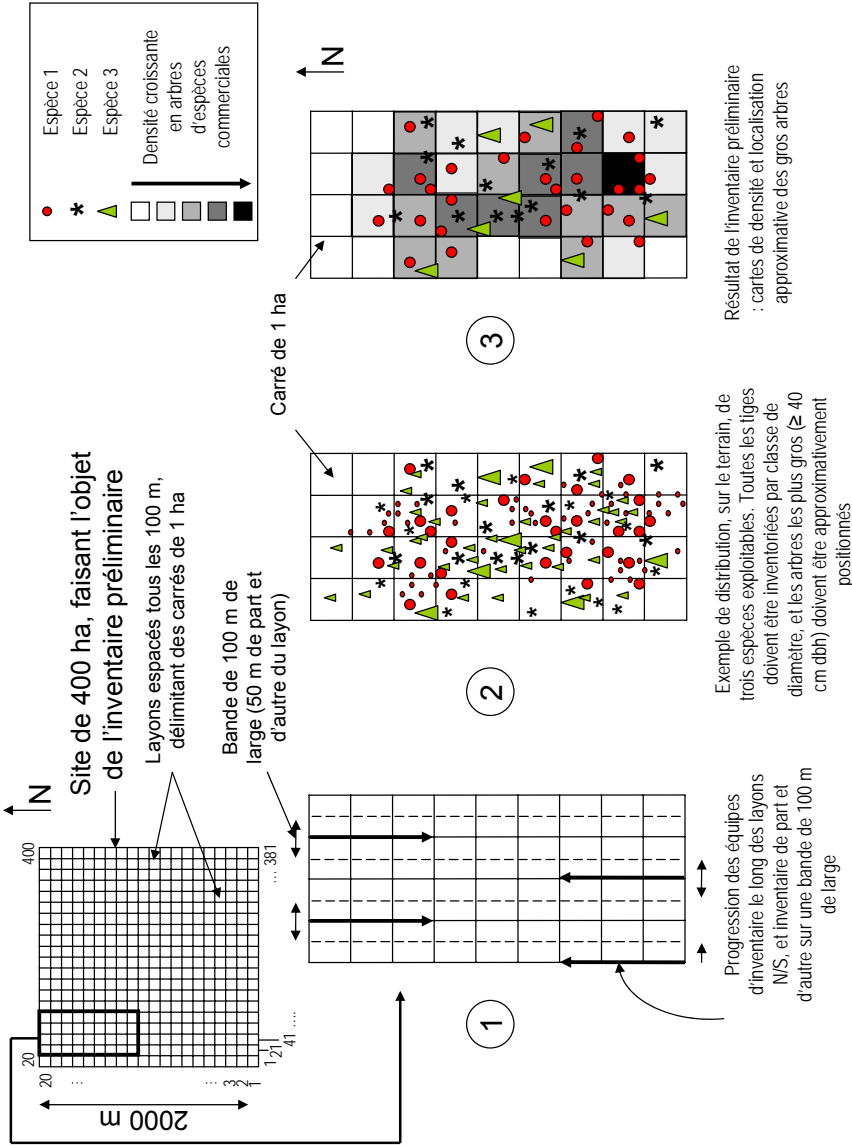


FIG. 3.1 – *Illustration de la démarche à suivre pour l'inventaire préliminaire. On suppose qu'il a porté sur un site de 400 ha, homogène du point de vue de la topographie et des sols. (1) Après layonnage, les équipes d'inventaire doivent parcourir le site en effectuant des virées nord / sud puis sud / nord, et inventorier les arbres sur une bande de 100 m de large (50 m de part et d'autre du layon). Les carrés doivent être numérotés de 1 à 400 en plaçant l'origine au sud-ouest du site. (2) Tous les arbres appartenant aux espèces ciblées et faisant plus de 10 cm dbh doivent être identifiés et mesurés, dans chaque carré de 1 ha. Les troncs doivent être marqués. Les arbres de plus de 40 cm dbh doivent être localisés approximativement. (3) Les données collectées permettront d'obtenir des cartes de densité, par espèce et par classes de diamètre pour les classes inférieures à 40 cm dbh, ainsi que des cartes de répartition des arbres de plus de 40 cm dbh. NB. Nous avons ici volontairement simplifié la situation : seules trois espèces ont été représentées.*

plus la distribution en diamètre des 200 arbres de cet échantillon doit être aussi proche que possible d'une distribution uniforme (c'est-à-dire autant d'arbres dans des classes de diamètre de même largeur). Les effectifs les plus limités seront en général ceux des gros arbres. C'est leur emplacement qui imposera les principales contraintes au tracé des sentiers.

Pour sélectionner les arbres selon une distribution diamétrique aussi proche que possible d'une distribution uniforme, on s'appuiera sur un découpage en 10 classes de diamètre de largeur constante égale à 10 cm : la classe 1 va de 10 à 20 cm, la classe 2 de 20 à 30 cm, et ainsi de suite jusqu'à la classe 10 qui regroupe tous les arbres de plus de 100 cm de diamètre. Un échantillon uniforme de 200 arbres correspondrait alors à 20 arbres dans chacune des classes. On sélectionnera donc les arbres à suivre de manière à avoir un nombre d'arbres dans chaque classe qui se rapproche le plus possible de 20.

En pratique, deux problèmes vont se poser : (i) la sélection des arbres à suivre dans les classes de diamètre qui comportent plus de 20 individus ; (ii) le choix du tracé reliant ces arbres. Ces deux problèmes sont liés et devraient donc, en théorie, être résolus simultanément mais le problème d'optimisation sous-jacent est complexe. Nous proposons donc la démarche *ad hoc* suivante, non optimale mais relativement facile à mettre en œuvre. Cette démarche est illustrée par un exemple imaginaire décrit dans le tableau 3.1 ; dans cet exemple, 2 730 arbres d'une espèce donnée ont été recensés dans le bloc de 400 ha. Les étapes présentées ci-dessous devront éventuellement être adaptées pour faire face à des cas de figure non pris en compte par cet exemple. Les étapes de la démarche sont les suivantes :

1. classer tous les arbres par ordre de taille décroissante et les retenir tous jusqu'à ce que l'effectif total compris dans une classe de diamètre de largeur 10 cm dépasse 20. Cela devrait normalement se produire dès la classe 50–60 cm. Dans l'exemple du tableau 3.1, cela revient à sélectionner tous les arbres dans les classes 7 à 10 ;
2. optimiser, à l'aide d'un programme, un premier tracé passant par l'ensemble de ces arbres (voir exemples dans la figure 3.2). Dans le cas du tableau 3.1, ce premier tracé sera donc calculé

de manière à passer par les 21 arbres contenus dans les classes 7 à 10 ;

3. compter le nombre d'arbres déjà sélectionnés et le nombre de classes dans lesquelles aucun arbre n'a encore été sélectionné. En déduire le nombre x d'arbres à ajouter par classe pour arriver à un total d'environ 200 individus. Dans l'exemple du tableau 3.1, les classes 7 à 10 totalisent 21 arbres ; il reste donc $200 - 21 = 179$ arbres à répartir entre les classes 1 à 6, soit 30 arbres par classe ;
4. sélectionner, parmi l'ensemble des arbres de plus de 40 cm dbh dont on connaît la localisation approximative, les x arbres les plus proches du tracé effectué à l'étape 2. Dans l'exemple du tableau 3.1, les classes concernées sont les classes 4 à 6 ; dans chacune de ces classes, on sélectionnera les 30 arbres les plus proches du sentier tracé à l'étape 2 ;
5. recalculer un nouveau tracé passant par l'ensemble des arbres sélectionnés aux étapes 2 et 4. Dans l'exemple du tableau 3.1, ce nouveau tracé sera donc calculé de manière à passer par les $21 + 3 \times 30 = 111$ arbres sélectionnés dans les classes 4 à 10.
À partir de cette étape, les informations disponibles sont des densités d'arbres de petite taille (classes 10–20 cm, 20–30 cm et 30–40 cm) par carré de 1 ha. Il faut donc :
6. repérer les carrés de plus forte densité se trouvant sur le tracé du sentier, et se rendre sur le terrain pour sélectionner les $3x$ arbres par espèce qui s'en trouvent les plus proches (dans l'exemple du tableau 3.1, $3x = 3 \times 30 = 90$ arbres).

À noter qu'il faut, autant que possible, maintenir une distance élevée entre deux arbres de petite taille appartenant à la même espèce, et ce pour deux raisons : (i) éviter de perdre plusieurs arbres d'un coup lors d'un gros chablis, par exemple ; (ii) éviter de biaiser les mesures de croissance en travaillant sur des individus qui sont tous situés dans la même situation environnementale locale. L'ensemble de ces contraintes fait du choix de l'emplacement d'un sentier une opération un peu délicate et coûteuse en temps.

Nous avons illustré l'étape 2 ci-dessous (figure 3.2). Cet exemple montre trois options possibles pour le tracé initial :

1. on souhaite parcourir la distance la plus courte en allant d'arbre en arbre, sans jamais avoir à revenir sur ses pas (problème dit

TAB. 3.1 – *Sélection des arbres à suivre dans les classes de diamètre, de manière à avoir une distribution diamétrique aussi proche que possible d’une distribution uniforme. n_i désigne le nombre d’arbres suivis dans la classe i . Les lignes grisées correspondent aux classes pour lesquelles la position des arbres n’est pas connue.*

classe	bornes (cm)	effectif	numéro des arbres	n_i
10	≥ 100	4	1 à 4	4
9	$[90, 100[$	1	5	1
8	$[80, 90[$	4	6 à 9	4
7	$[70, 80[$	12	10 à 21	12
6	$[60, 70[$	32	22 à 53	30
5	$[50, 60[$	65	54 à 118	30
4	$[40, 50[$	130	119 à 248	30
3	$[30, 40[$	284	249 à 532	30
2	$[20, 30[$	662	533 à 1194	30
1	$[10, 20[$	1536	1195 à 2730	30
Total		2730		201

- « du voyageur de commerce » : « traveling salesman problem » ou « rural postman problem » en anglais) ;
2. même chose, mais on autorise le tracé à présenter des embranchements, des culs-de-sac, quitte à devoir revenir sur ses pas (problème d’accès à des cibles multiples : « multiple target access problem » en anglais³) ;
3. on profite des layons déjà existant pour atteindre les arbres.
- La dernière option génère le coût de tracé le plus faible, puisque les layons sont déjà en place, mais elle entraîne un coût de parcours élevé (fig.2(d)). L’option 1 présente le coût de tracé le plus élevé, mais le coût de parcours le plus faible (aucun aller-retour sur le sentier),

3. Il existe une multitude d’algorithmes pour résoudre les problèmes du voyageur de commerce et d’accès à des cibles multiples (Promel & Steger, 2002). Le logiciel gratuit Concorde (<http://www.tsp.gatech.edu/concorde.html>) ou les librairies TSP et igrph du logiciel gratuit R (<http://cran.r-project.org/>) implémentent une bonne partie de ces méthodes.

tandis que l'option 2 présente une situation intermédiaire. L'intérêt relatif des différents tracés devra être raisonné au cas par cas, en fonction des résultats fournis par l'inventaire préliminaire et des temps de main-d'œuvre disponibles. Il dépendra beaucoup du nombre d'espèces ciblées : plus l'effectif à inventorier sur le site sera élevé, plus l'écart entre les options (1, 2) d'un côté et (3) de l'autre, en terme de coût de parcours, se réduira : autrement dit, la solution consistant à utiliser les layons déjà tracés sera plus intéressante.

Emplacement des parcelles permanentes

Les parcelles permanentes doivent jouer plusieurs rôles (voir chapitre 2, § 2.2.1). Elles doivent permettre d'estimer aussi précisément que possible :

1. le taux de recrutement des espèces ciblées, et pallier les difficultés liées à un re-passage éventuel sur l'intégralité des sites de pré-inventaire (voir § 3.2.3) ;
2. les paramètres de structure du peuplement : densité, surface terrière, volume/biomasse, structure diamétrique, hauteur dominante, et les paramètres de richesse et de diversité floristiques ;
3. les paramètres de dynamique du peuplement : taux de recrutement, de mortalité, de croissance.

Elles doivent également permettre de mettre en évidence l'impact de l'exploitation forestière sur ces estimations. Calculs objectifs et résultats empiriques nous ont conduit à recommander la mise en place de parcelles unitaires de plusieurs hectares couvrant une superficie cumulée de l'ordre de 20 ha (voir chapitre 2, § 2.4.4).

Les parcelles doivent, en théorie, être positionnées au hasard à l'intérieur du site. Cependant, s'il est prévu de suivre l'impact de l'exploitation, cette procédure peut introduire des biais dans l'estimation des paramètres du peuplement pris dans son ensemble : en effet, l'exploitation touchera plus fortement les zones riches en espèces cibles et les réactions enregistrées ne seront pas représentatives des zones moins riches. Nous recommandons donc, soit de placer les parcelles dans des conditions « moyennes » du point de vue de la densité des espèces prioritaires, soit de couvrir la gamme des situations : en mettant par exemple des parcelles dans une zone peu dense en espèces

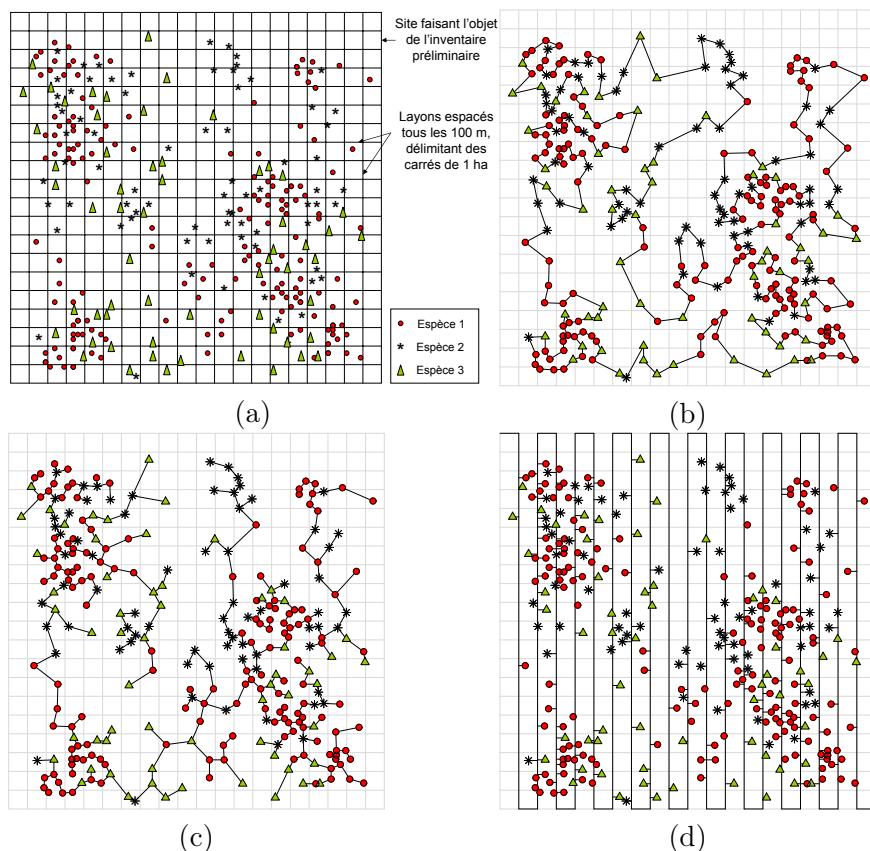


FIG. 3.2 – Exemple de tracés permettant de relier un arbre à inventorier au suivant. (a) Pour simplifier, seules trois espèces sont représentées. Les individus font plus de 40 cm dbh (140 arbres pour l'espèce représentée par un cercle, 75 arbres pour l'espèce représentée par une étoile et 60 arbres pour l'espèce représentée par un triangle). Les deux premiers tracés ont été optimisés à l'aide de deux algorithmes différents : (b) algorithme de résolution du « rural postman problem », aboutissant au tracé d'une boucle et (c) algorithme de résolution du « multiple target access problem » autorisant le tracé à présenter des embranchements. Ils sont comparés à un tracé « pratique » consistant à suivre les layons de l'inventaire préliminaire pour atteindre les arbres. Les distances à parcourir dans chacun des cas sont les suivantes : cas (b), boucle : 23,3 km ; cas (c), sentier ramifié : 20,9 km ; cas (d), suivi des layons : 48,3 km.

prioritaires et le même nombre de parcelles dans une zone très dense (voir exemples sur la figure 3.3). Quelle que soit la solution retenue, il est fondamental d'adopter *la même démarche* sur le site témoin et sur le site qui passera en exploitation. Les parcelles doivent constituer de véritables répétitions et être les plus semblables possibles : lorsqu'il s'agira de tester l'effet de l'exploitation sur la croissance, le turn-over global du peuplement, le volume sur pied ou la diversité floristique, et de faire des comparaisons avec d'autres dispositifs installés dans la région, chaque parcelle constituera un individu statistique. Nous avons discuté, au chapitre 2 (§ 2.4.4), du nombre de parcelles à mettre en place : il faut qu'elles soient au moins au nombre de deux (une répétition minimum) : deux parcelles de 9 ha (figure 3.3a) ou 4 à 5 parcelles de 4 ha (figure 3.3b) peuvent être mises en place sans nécessité d'ouverture de nouveaux layons. Descendre en-dessous de 4 ha est déconseillé, à la fois pour des raisons pratiques (multiplication des déplacements) et scientifiques (étude de la répartition spatiale des espèces). Nous considérons dans ce qui suit que les sites de pré-inventaire sont suffisamment homogènes pour privilégier la mise en place de deux parcelles de 9 ha dans chaque site.

3.1.2 Délimitation des parcelles

Une fois les emplacements des parcelles sélectionnés, il faut délimiter ces parcelles. Les limites s'appuieront sur le quadrillage effectué lors de l'inventaire préliminaire (voir figure 3.1). Elles doivent être aussi visibles que possible, et résister au temps : la solution adoptée sur le dispositif de M'Baïki a été le creusement de fosses d'environ 60 cm de profondeur⁴, aux quatre coins extérieurs de chaque parcelle. Les fosses ont elles-mêmes été configurées en forme de coin (cf. figure 3.4), ce qui aide au repérage dans la parcelle. Lorsque la parcelle est subdivisée en sous-parcelles (voir paragraphe 3.2), il est très utile de disposer des fosses, selon le même principe, aux coins des sous-parcelles : elles ont alors la forme de croix ou de T (voir figure 3.5) et servent de points de repère permanents. Ce système est plus

4. La profondeur de 60 cm est un bon compromis entre la vitesse de comblement de la fosse (à M'Baïki, elles sont recreusées tous les 5 à 6 ans) et sa dangerosité pour la circulation humaine ou animale.

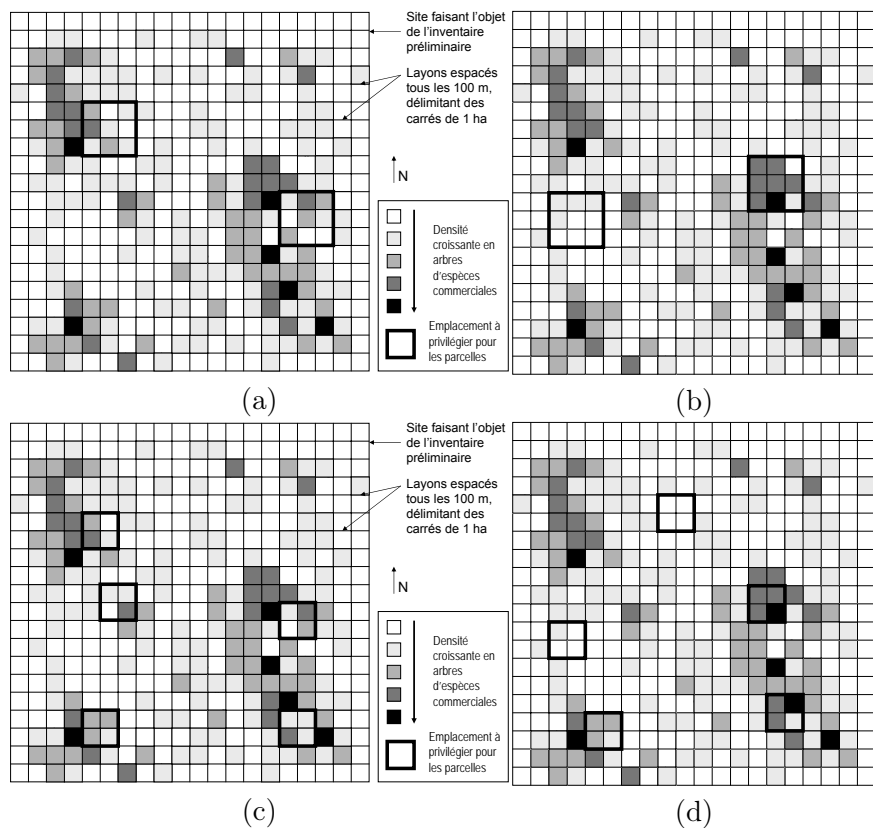


FIG. 3.3 – *Emplacement des parcelles de suivi en plein sur le site de 400 ha précédemment inventorié (voir figure 3.1). Les différentes intensités de grisé correspondent à des densités croissantes d'arbres appartenant à des espèces commerciales (pour un même diamètre de précomptage, ici 10 cm dbh). On suppose que le site est homogène du point de vue de la topographie, des sols et de la structure des peuplements. En profitant du layonnage existant, on peut mettre en place (a, b) deux parcelles de 9 ha, si le site est homogène du point de vue de la topographie, des sols et de la structure des peuplements ; ou (c, d) cinq parcelles de 4 ha dans le cas contraire. On pourrait préférer mettre en place trois parcelles de 6,25 ha (250 m \times 250 m) comme en Guyane française, mais cela nécessiterait l'ouverture de layons supplémentaires. Sur les schémas (a, c) les parcelles sont positionnées dans des secteurs où les espèces commerciales sont en densité intermédiaire. Sur les schémas (b, d) on a préféré couvrir la gamme des situations existantes.*

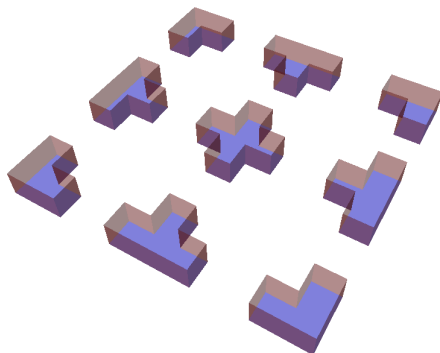


FIG. 3.4 – *Schéma des fossés délimitant les extrémités des placeaux d'une parcelle permanente.*

durable et tout aussi efficace qu'un système à base de poteaux de bois et de panneaux.

3.1.3 Zones tampon autour des parcelles

Lorsque les parcelles doivent faire l'objet d'un traitement particulier, différent de celui de l'environnement dans lequel elles sont localisées, elles doivent être entourées de zones tampons. Les zones tampons sont traitées de la même manière que le centre de la parcelle, mais elles sont exclues des mesures : ceci garantit que l'on mesure bien l'effet du traitement, sans influence du peuplement non traité extérieur à la zone tampon.

La recommandation usuelle est d'adopter une largeur de la zone tampon égale au double de la hauteur maximale des peuplements, soit 50 à 70 m (Alder & Synnott, 1992). Dans le cas qui nous intéresse, à savoir la mise en place de parcelles destinées à suivre l'évolution des peuplements avec ou sans exploitation, deux cas se présentent :

1. les parcelles doivent subir le même traitement que le peuplement environnant : rester intactes dans un environnement préservé, par exemple dans une aire protégée ou dans une série de protection, ou alors être exploitées en même temps que le reste du peuplement, dans une série de production ;



FIG. 3.5 – *Fossé en T séparant deux sous-parcelles (carrés 3 et 4, parcelle 3 de Boukoko, M’Baïki, RCA). Le sommet du T indique la direction est-ouest, le tronc du T la direction nord-sud. La base du T est orientée vers le nord.*

2. les parcelles doivent rester intactes dans un peuplement qui va être exploité (cas où l’on veut maintenir des parcelles témoins dans une série de production).

Dans le premier cas, la délimitation d’une zone tampon n’est pas utile. Dans le second cas, il faut éviter que l’ouverture des peuplements par l’exploitation n’affecte la zone où sont effectuées les mesures et il est impératif de délimiter une zone tampon. La largeur préconisée habituellement constitue un minimum : il s’agit que les trouées créées par l’exploitation des arbres dominants n’induisent pas une augmentation de l’apport en lumière dans la zone restée intacte. Cependant, la délimitation de zones tampons parcelle par parcelle (en supposant que l’on met plusieurs parcelles en place) n’est pas une solution optimale du point de vue du rapport entre effort fourni et efficacité de la protection des parcelles : il vaut mieux inclure les parcelles dans un secteur plus vaste, plus aisé à protéger des erreurs de mise en œuvre de l’exploitation sur le terrain que des parcelles considérées séparément. Dans ce manuel, nous sommes partis du principe que le suivi de la dynamique des populations était la priorité, lequel suivi ne peut se faire que sur un site de plusieurs centaines d’hectares qui doit lui-

même rester préservé de l'exploitation : les parcelles étant localisées au sein de ce site, le problème des zones tampons ne se pose plus.

3.1.4 Corrections de pente

Lorsque le terrain est accidenté, il existe un écart entre les distances parcourues sur le terrain et leur projection dans un plan horizontal (tableau 3.2). Ne pas tenir compte de ces écarts peut poser deux types de problèmes :

1. lorsque que l'on délimite physiquement les parcelles sur le terrain, on peut avoir des difficultés à « boucler le périmètre » et à tracer des layons parallèles ;
2. lorsque l'on analyse les données, et que l'on réalise des études comparatives entre parcelles, on peut introduire un biais car les distances entre arbres et les densités ne sont pas équivalentes d'un site à l'autre.

Supposons par exemple que l'on ait effectué le recensement de 600 arbres de plus de 10 cm dbh sur un carré de 1 ha de pente nulle, et que l'on observe la même densité sur 1 carré de 1 ha dont la pente moyenne est de 10° , sans avoir pris en compte de correction de pente : la projection horizontale du deuxième carré, permettant de se ramener à des conditions comparables à celle du premier, montre qu'en réalité la densité dans le deuxième carré est de $619 \text{ arbres ha}^{-1}$. Alder & Synnott (1992) préconisent de ne pas tenir compte des pentes lorsqu'elles ne dépassent pas 5° (dans notre exemple, la densité réelle sur le carré serait alors de $604 \text{ arbres ha}^{-1}$).

Dallmeier (1992) expose en détail la marche à suivre pour effectuer les corrections de pente dans la mise en place des parcelles sur le terrain. Elle consiste à corriger les distances physiquement parcourues par un facteur C dépendant de la pente, elle-même évaluée tous les 20 m le long des layons. Le facteur de correction est :

$$C = 1 / \cos[\arctan(P/100)]$$

où P est la pente exprimée en pourcentage. Par exemple, si la pente est évaluée à 25 %, le facteur de correction vaut $C = 1,031$. Pour que la projection horizontale du layon tracé soit égale à 20 m, il faut parcourir en réalité $20 \times 1,031 = 20,62$ m sur le terrain. Sur le terrain,

TAB. 3.2 – *Écarts observés entre distance et superficie mesurées sur le terrain et leur projection horizontale, en fonction de la pente. Si l'on ne tient pas compte de la pente, les distances et les superficies projetées sont sous-estimées.*

Pente (°)	Écart sur 100 m (m)	Écart sur 1 ha (m ²)	Pente (°)	Écart sur 100 m (m)	Écart sur 1 ha (m ²)
1	0,02	3,0	11	1,84	364,1
2	0,06	12,2	12	2,19	432,3
3	0,14	27,4	13	2,56	506,0
4	0,24	48,7	14	2,97	585,3
5	0,38	76,0	15	3,41	669,9
6	0,55	109,3	16	3,87	759,8
7	0,75	148,5	17	4,37	854,8
8	0,97	193,7	18	4,89	954,9
9	1,23	244,7	19	5,45	1 059,9
10	1,52	301,5	20	6,03	1 169,8

Dallmeier (1992) recommande l'utilisation d'abaques qui permettent d'obtenir directement la distance à parcourir en fonction de la pente évaluée.

3.2 Positionnement et marquage des arbres

Le positionnement des arbres dans l'espace a un objectif essentiel, dans un dispositif où l'on veut effectuer un suivi dans le temps : donner les moyens de retrouver et d'identifier correctement ces arbres d'un inventaire au suivant. En effet, si pour diverses raisons le temps écoulé entre deux inventaires successifs dépasse deux / trois ans, une partie des numéros posés sur les arbres (voir § 3.2.3) aura disparu. La connaissance de l'espèce et de la taille de l'arbre lors du précédent inventaire ne suffit généralement pas : seules les coordonnées prélevées à l'origine permettent de lever l'incertitude. À notre sens, non seulement le positionnement initial est indispensable mais il doit être effectué avec la plus grande rigueur possible (affirmation modulée dans le

cas des sentiers, voir § 3.2.2). Les coordonnées des arbres permettent également de caractériser leur mode de répartition spatiale : agrégée à divers degrés, systématique, aléatoire. Ces modes peuvent être mis en relation avec diverses caractéristiques biologiques des espèces étudiées et donner accès à une meilleure connaissance de leur fonctionnement écologique, donc de leur degré de résilience face aux perturbations.

3.2.1 Positionnement des arbres dans les parcelles

C'est l'opération la plus longue et la plus délicate. Il faut s'appuyer sur un quadrillage intermédiaire qui délimite des placeaux au sein desquels la position des arbres sera déterminée : ce système permet de limiter la propagation des erreurs. Le quadrillage intermédiaire doit s'appuyer sur le quadrillage initial de maille 1 ha (mis en place lors de l'inventaire préliminaire, voir § 3.1.1) : il lui superpose une maille plus petite, de 10 m \times 10 m au minimum et de 20 m \times 20 m au maximum : la taille de la maille (donc des placeaux) dépend de la structure forestière. En effet, tous les arbres doivent être visibles à un observateur situé au centre du placeau ou, selon la méthode de localisation retenue, à l'un de ses coins. Dans les forêts non perturbées à canopée relativement fermée (comme c'est le cas en forêt dense sempervirente) et sous-bois peu dense, le regard porte plus loin que dans les forêts mixtes semi-décidues, exploitées ou non. Ces différences de structure conditionnent également la matérialisation sur le terrain du quadrillage intermédiaire : lorsque le sous-bois est peu dense un simple piquetage au coin des placeaux et un marquage provisoire au topefil suffisent (exemple à Paracou, en Guyane française). Lorsque le sous-bois est très dense, il est préférable d'ouvrir de véritables layons permanents (exemple à M'Baïki, en RCA), même si cela perturbe un peu la régénération : on gagne alors beaucoup de temps lors des inventaires ultérieurs du peuplement.

Deux méthodes peuvent être utilisées pour localiser les arbres au sein des placeaux :

1. la méthode classique, utilisant boussole et décamètres ou chaînes d'arpenteur (figure 3.6). Deux décamètres sont positionnés au sol, en x et en y , le long des layons intermédiaires. Une personne A se déplace au sein du placeau et passe d'arbre en arbre. Deux

personnes B et C se déplacent le long de chaque décamètre, avec une boussole. B (resp. C) vise l'arbre A' désigné par A en se déplaçant jusqu'à ce que la droite $A'B$ (resp. $A'C$) soit perpendiculaire à la direction du layon portant le décamètre. La lecture du décamètre donne la valeur x ou y relativement à l'origine du plateau. Cette méthode est simple à mettre en œuvre, fournit directement les coordonnées cartésiennes des arbres, et assure que l'erreur de positionnement est aléatoire.

2. La méthode par triangulation, utilisant un télémètre laser. Cette méthode présente deux variantes. Dans la première variante (figure 3.7a), une personne A circule au sein du plateau et désigne successivement chaque arbre A' . Une personne B se place à l'un des coins du plateau et vise l'arbre A' à l'aide du télémètre : l'appareil lui fournit les coordonnées polaires de l'arbre, c'est-à-dire son azimut et sa distance au coin du plateau. Cette méthode est plus rapide que la précédente, et demande moins de main d'œuvre. Elle entraîne cependant une propagation des erreurs (les erreurs sont de plus en plus importantes lorsque la distance à l'arbre visé augmente) et nécessite que les plateaux restent de faible taille. Elle demande en outre la mise en œuvre d'un programme de calcul des coordonnées cartésiennes. La deuxième variante (figure 3.7b) est décrite par Dallmeier (1992) et reprise par Sunderland *et al.* (2004). Deux personnes B et C , situées à deux coins voisins du plateau, visent l'arbre A' à l'aide du télémètre et relèvent les distances qui les séparent de l'arbre. Comme dans le cas précédent, un programme de calcul doit être mis en œuvre pour récupérer les coordonnées cartésiennes de l'arbre.

3.2.2 Localisation des arbres le long des sentiers

Les arbres suivis le long des sentiers n'ont pas besoin d'être positionnés avec une grande précision : l'effort doit davantage porter sur la matérialisation du sentier, qui permettra de les retrouver sans perdre de temps. Il est cependant utile d'indiquer leurs coordonnées approximatives au sein de chaque carré de 1 ha (distances nord / sud et est / ouest par rapport aux layons de l'inventaire préliminaire), au cas

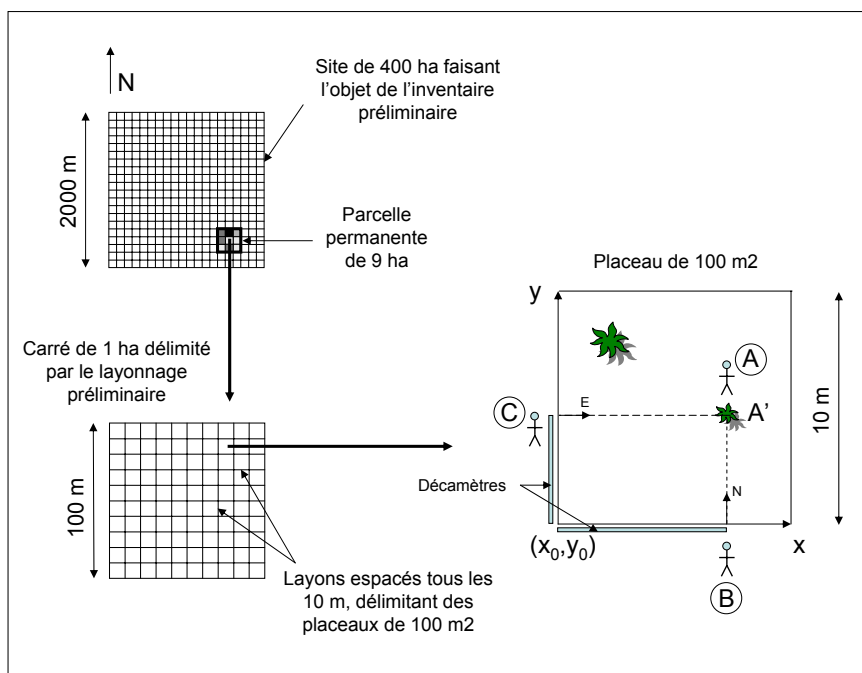


FIG. 3.6 – *Positionnement des arbres par la méthode classique, utilisant boussoles et décamètres. Dans chaque placeau de 100 m², les arbres doivent être positionnés relativement au repère (x_0, y_0) pour éviter les erreurs: ainsi, sur les fiches de terrain, les arbres auront toujours des coordonnées comprises entre 0 et 10 m. Au bureau, il faudra ensuite affecter aux arbres leurs coordonnées définitives, c'est-à-dire dans un repère dont l'origine est située au coin sud-ouest de la parcelle permanente. Pour cela, il faut que chaque placeau (resp. chaque carré) ait été correctement identifié par son numéro au sein de chaque carré de 1 ha (resp. chaque parcelle): (voir fig. 3.8). Dans le cas représenté ici, le placeau inventorié est le n° 79, dans le carré n° 5. Les coordonnées de son repère sont donc $x_0 = 170$ m et $y_0 = 180$ m. Toutes les coordonnées (x, y) des arbres positionnés dans ce placeau seront corrigées pour obtenir les coordonnées finales (x_f, y_f) de la manière suivante: $x_f = x_0 + x$, $y_f = y_0 + y$.*

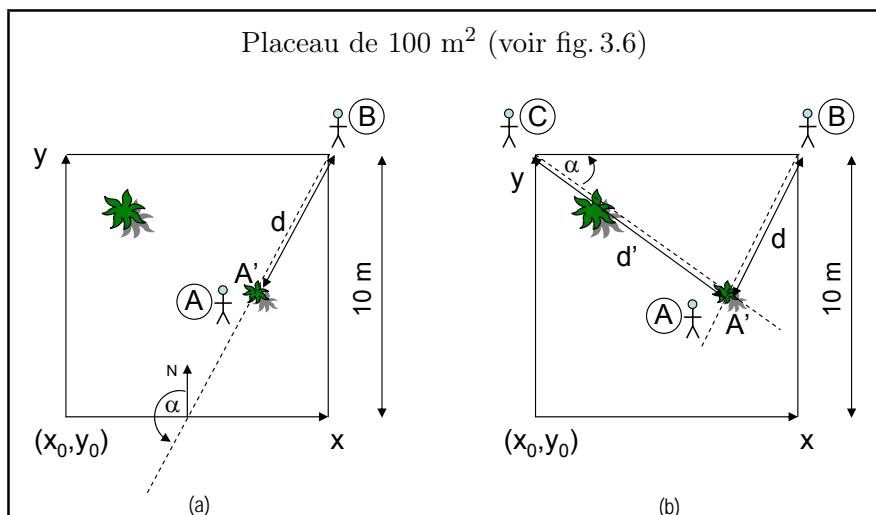


FIG. 3.7 – Positionnement des arbres par triangulation, à l’aide d’un télémètre laser, selon deux variantes. (a) Le télémètre fournit la distance d à l’arbre, et l’azimut α par rapport à la position de la personne B. Celle-ci doit se placer au coin du placeau qui lui offre la meilleure visibilité. Comme dans le cas précédent, les arbres doivent être positionnés dans chaque placeau relativement au repère (x_0, y_0) pour éviter les erreurs : ainsi, sur les fiches de terrain, la valeur maximale atteinte par d sera de 141,5 m. Au bureau, il faudra ensuite affecter aux arbres leurs coordonnées définitives, c’est-à-dire des coordonnées cartésiennes dans un repère dont l’origine est située au coin sud-ouest de la parcelle permanente. Dans le cas représenté ici, le placeau inventorié est le n° 79, dans le carré n° 5 (voir fig. 3.8), les coordonnées de son repère sont donc $x_0 = 170$ m et $y_0 = 180$ m. L’observateur est placé au coin nord-est (ce qui doit être indiqué sur la fiche). S’il y reste, toutes les coordonnées (α, d) des arbres positionnés dans ce placeau seront corrigées pour obtenir les coordonnées finales (x_f, y_f) de la manière suivante : $x_f = x_0 + 100 - d \cos(\alpha - 90)$, $y_f = y_0 + 100 - d \sin(\alpha - 90)$, avec α exprimé en degrés. (b) Deux télémètres fournissent les deux distances d et d' entre deux coins successifs du placeau et l’arbre à positionner. Ces distances permettent de calculer l’angle α : $\cos(\alpha) = (d^2 + d'^2 - 100^2)/(2dd')$ (théorème d’Al-Kashi). Si les observateurs ne changent pas de place, les coordonnées finales des arbres du placeau seront obtenues de la manière suivante : $x_f = x_0 + d' \cos(\alpha)$, $y_f = y_0 + 100 - d' \sin(\alpha)$.

où des difficultés d'identification se manifesteraient : numéro effacé, arbre tombé, sentier en partie effacé. L'idéal est d'utiliser un GPS : il en existe aujourd'hui, d'un prix très abordable, qui permettent d'obtenir des coordonnées avec une précision tout-à-fait suffisante (moins de 10 m sous couvert forestier).

3.2.3 Marquage des arbres

Nous évoquons ici trois types de marque : 1) marques permettant d'identifier l'arbre ; 2) marques localisant le niveau de mesure ; 3) marques de contrôle.

Marques d'identification des arbres

Les arbres suivis dans les parcelles ou le long des sentiers doivent être identifiés de manière unique, à l'aide d'un numéro. Pour faciliter les inventaires dans les parcelles et limiter les risques de mauvaise compréhension entre les mesureurs et le chef d'équipe (en charge de la notation ou de la saisie des informations), il est conseillé de limiter autant que possible à trois chiffres les numéros désignant chaque arbre sur le terrain : il faut pour cela attribuer un numéro à chaque parcelle, subdiviser la parcelle en carrés de 1 ha (ou proches de 1 ha selon la taille de la parcelle : les carrés font 1,56 ha sur le dispositif de Paracou), numérotter les carrés du sud au nord et d'ouest en est (voir figure 3.8). Il faut ensuite attribuer à chaque arbre un numéro relatif au carré dans lequel il se trouve, en commençant par 1 dans chaque carré. Si les carrés ont une superficie proche de l'hectare, l'effectif des arbres de plus de 10 cm dbh ne devrait pas dépasser 999 lors du premier inventaire. L'attribution des numéros se fait lors de virées alternativement nord / sud et sud / nord, prenant les placeaux en enfilade (fig. 3.8) : cette logique est utile par la suite, pour se repérer dans les carrés. Toujours selon cette logique, les coordonnées cartésiennes des arbres initialement attribuées relativement aux placeaux, doivent être recalculées au bureau dans un repère dont l'origine est située au coin sud-ouest du carré 1, confondu avec l'origine de la parcelle.

En ce qui concerne les sentiers, les numéros doivent être attribués à l'avancement en démarrant à 1 et sans limite dans le nombre de chiffres (par exemple, on montera jusqu'à 4000 si on suit 10 classes

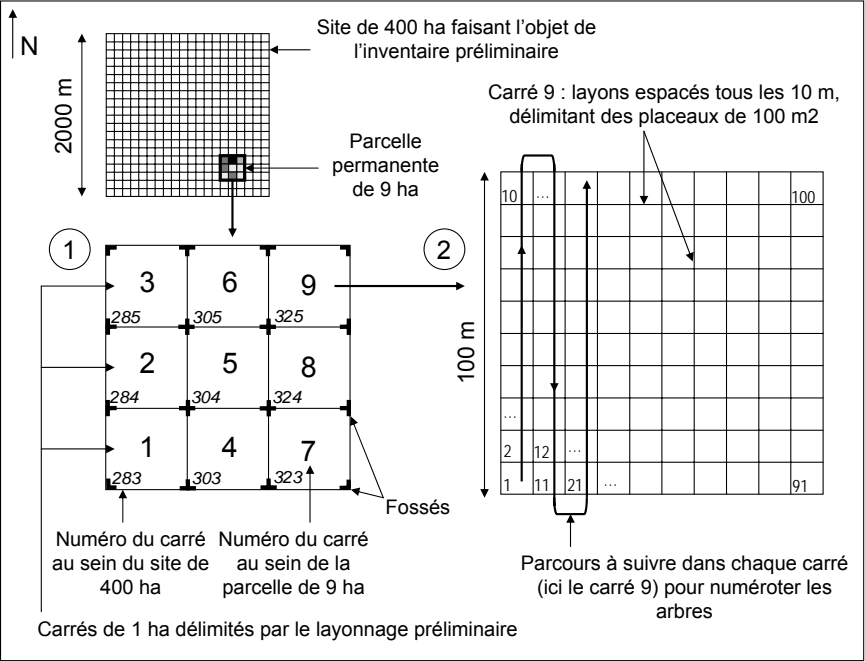


FIG. 3.8 – Numérotation des carrés, des placeaux et des arbres dans les parcelles permanentes. 1) Une fois la taille (ici 9 ha) et l'emplacement (ici au nord-est du carré 283) des parcelles permanentes définis, les carrés initialement numérotés relativement au site doivent être re-numérotés relativement à la parcelle. Il est conseillé de toujours observer la même règle de numérotation : du sud au nord et d'ouest en est. 2) Les placeaux de 100 m² doivent être numérotés relativement à chaque carré, selon la règle précédente : cette numérotation ne sert que pour les fiches de terrain utilisées pour le positionnement des arbres, et pour le calcul de leurs coordonnées cartésiennes. Les arbres doivent également être numérotés relativement à chaque carré, afin de limiter le nombre de chiffres à poser sur les troncs. Les numéros sont attribués à l'avancement, au fur et à mesure du positionnement des arbres au sein des placeaux, le long de virées sud / nord puis nord / sud démarrant à l'origine de chaque carré : l'arbre n° 1 devrait ainsi se trouver dans le placeau n° 1, et le dernier arbre numéroté sera dans le placeau n° 10. À noter qu'il doit y avoir neuf arbres porteurs du n° 1 dans une parcelle de 9 ha.

de diamètre chez 20 espèces). Il existe essentiellement deux techniques de matérialisation, sur le tronc, du numéro attribué à chaque arbre :

1. étiquettes métalliques ou en plastique pré-imprimées et fixées au tronc par des clous,
2. peinture au pochoir.

À l'usage, la première technique présente deux inconvénients majeurs : 1) si les clous sont trop gros, ils provoquent des déformations parfois importantes du tronc (c'est le cas sur le dispositif de Paracou, en Guyane française). S'ils sont trop petits, ils tombent ou sont rapidement « avalés » par le tronc des espèces à croissance rapide. 2) Lorsque la forêt est fréquentée par les villageois, étiquettes et clous ont tendance à disparaître (exemple des layons d'ECOFAC, dans la forêt de NGotto en République Centrafricaine). Finalement, la pose de numéros à la peinture et au pochoir (figure 3.9a) nous paraît être la technique la moins traumatisante et la plus durable. Il convient cependant de prendre quelques précautions :

- ne pas trop diluer la peinture afin qu'elle résiste davantage. Nous recommandons l'usage de peintures acryliques, peu sensibles au lessivage (peintures utilisées à M'Baïki). À défaut, les peintures à l'huile sont préférables aux peintures à l'eau (Sheil, 1995a) et il est également possible (application plus rapide mais solution plus coûteuse) d'utiliser des bombes aérosol (peintures utilisées à Paracou). Les couleurs jaune, rouge et bleue sont à privilégier ;
- broser le tronc avant de poser le numéro, afin de le débarrasser de toutes les particules qui pourraient entraîner la peinture ;
- repasser sur les arbres tous les deux ans, afin de contrôler et rafraîchir les numéros si nécessaire. En effet, certaines espèces ont des troncs qui desquament beaucoup et sur lesquels les marques à la peinture disparaissent vite ;
- effacer la vieille marque de peinture avant d'en poser une nouvelle, afin de ne pas provoquer de confusion dans la lecture des numéros (voir figure 3.9b, c).

À titre de remarque, certaines organisations se sont lancées dans l'utilisation à grande échelle de puces RFID (Radio Frequency Identi-



(a)



(c)



(b)

FIG. 3.9 – Numérotation au pochoir des arbres. (a) Pose correcte. (b) Re-numérotations correctes au-dessus et en-dessous du trait de mesure, sur la partie droite du tronc. À gauche, les vieilles marques auraient dû être grattées. (c) Re-numérotations posant problème au-dessus du trait de peinture : les chiffres se chevauchent et le numéro (784) est difficile à lire. Arbres situés sur la parcelle 1 (carré 1) de Boukoko, dispositif de M'Baïki en République Centrafricaine.

fication⁵), pour localiser et identifier les arbres. Couplées à une base de données stockant toutes les informations qui se rapportent à ces arbres, ces puces sont susceptibles de faciliter et sécuriser considérablement la gestion d'un dispositif. Concrètement, la puce RFID a la forme d'un cylindre de verre de 2 cm de long, elle est placée dans le tronc de l'arbre à 2 cm de profondeur. Elle est accessible en lecture seule et ne contient qu'une information, un numéro d'identification. L'inconvénient de ce système reste encore son coût, ainsi que le fait que la lecture du numéro d'identification par l'émetteur-récepteur n'est possible que jusqu'à 15 cm de distance du tronc. Il faut donc être proche de l'arbre, et l'arbre doit être sur pied (s'il est tombé du « mauvais côté », la lecture de la puce sera impossible). Ce système a, jusqu'à présent, été mis en place dans des arboreta et les parcs et jardins de grandes villes (par exemple à Paris). Il pourrait constituer une solution d'avenir.

Marques du niveau de mesure

La méthode la plus répandue et qui nous paraît la plus efficace, consiste à indiquer, à l'aide d'un trait de peinture, l'emplacement exact où le mètre-ruban doit être positionné sur le tronc (exemples figure 3.9b, c) : perpendiculairement à l'axe du tronc et généralement à 1,30 m de hauteur (hauteur de référence) à partir du pied de l'arbre (figure 3.10). Certaines équipes utilisent un double trait de peinture, ou, lorsqu'elles ont recours aux étiquettes, ne matérialisent pas le trait : lors de l'inventaire le ruban de mesure est, par convention, positionné juste au-dessus ou juste au-dessous de l'étiquette. Cette dernière pratique est dangereuse, car aucun repère ne subsiste lorsque l'étiquette disparaît.

Outre la présence de figuiers étrangleurs (voir § 3.3.2), cinq types de problèmes peuvent être rencontrés à la hauteur de référence :

- L'arbre est fourchu, et la fourche démarre en-dessous de 1,30 m (figure 3.11a) : dans ce cas, les traits de peinture sont posés

5. La radio-identification est une méthode pour stocker et récupérer des données à distance en utilisant des marqueurs appelés « radio-étiquettes » (« RFID tag » ou « RFID transponder » en anglais). Les radio-étiquettes sont de petits objets, comprenant une antenne associée à une puce électronique qui leur permettent de recevoir et de répondre aux requêtes radio émises depuis l'émetteur-récepteur.

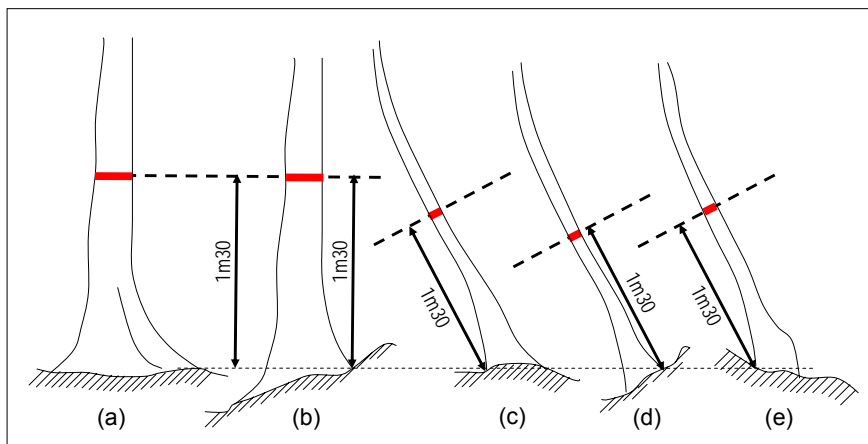


FIG. 3.10 – *Positionnement du trait de peinture à la hauteur de référence. (a) Arbre droit, terrain plat. (b) Arbre droit, sur une pente : la hauteur de référence est mesurée en amont du tronc. (c) Arbre penché, terrain plat : la hauteur de référence est mesurée sur la partie interne du tronc. (d) et (e) Arbre penché, sur une pente. La hauteur est mesurée en amont du tronc, quelle que soit la direction dans laquelle il penche.*

à 1,30 m sur chaque brin issu de la fourche et deux numéros consécutifs leur sont attribués (les coordonnées des deux brins seront les mêmes).

- L'arbre est fourchu et la fourche se trouve proche de la hauteur de référence (figure 3.11b) : dans ce cas, le trait de peinture doit être décalé vers le bas, si possible dans la limite de 50 cm, sur le tronc principal.
- L'arbre présente une déformation locale du tronc (genou, loupe, blessure ou bourrelet cicatriciel consécutif à une blessure...) (figure 3.11c, d, e) : dans ce cas, le trait de peinture doit être remonté jusqu'à trouver une zone cylindrique dégagée de l'influence de la déformation. À noter qu'il est parfois préférable de descendre le trait de mesure, dans une limite de 50 cm, plutôt que de le remonter de plus de 50 cm (figure 3.11d, e).

- L'arbre présente des racines-échasses ou des contreforts. Ces deux structures peuvent se développer sur le tronc jusqu'à 4 ou 5 m de hauteur et même davantage en ce qui concerne les contreforts. Les consignes habituelles (Alder & Synnott, 1992, consignes adoptées à Paracou et à M'Baïki) sont de poser le trait de peinture au-dessus des racines ou des contreforts, à une hauteur variant entre 50 cm et 1,50 m selon les auteurs. Cela conduit inévitablement à remonter le trait, au fur et à mesure du développement des structures (figure 3.12a, b, c). Par ailleurs, les racines et contreforts étant à des stades de développement différents sur les arbres mesurés, la notion de hauteur de référence perd de son sens et cela pose problème en particulier pour les calculs de surface terrière. Ces observations nous conduisent à préconiser la stratégie suivante (figure 3.13) :

1. poser directement le premier trait de peinture à 4,50 m de hauteur, lorsque l'on a affaire à une espèce capable de développer racines-échasses et contreforts sur une grande hauteur. 4,50 m nous paraît être un bon compromis entre sécurité de la personne qui grimpe à l'échelle⁶ et hauteur maximale atteinte par les structures dans la majorité des cas (voir fig. 3.12d) ;
2. prendre une mesure à 50 cm au-dessus des racines-échasses ou des contreforts s'ils sont encore peu développés : cela permettra de calculer le défilement du tronc, et d'effectuer une correction pour calculer la surface terrière à une hauteur plus proche de la hauteur de référence.

Ce problème des arbres à racines-échasses ou contreforts n'est pas anecdotique : à Paracou, 2,4 % des arbres actuellement vivants ont vu leur trait de peinture remonté au moins une fois depuis leur premier recensement dans le dispositif, et ils sont 4,1 % à M'Baïki (25 à 30 arbres ha⁻¹). Les remontées successives, surtout si elles ne sont pas accompagnées d'une double mesure au moment de la remontée (mesure sur l'ancien trait, mesure sur le nouveau trait), rendent impossibles le calcul des

6. Nous préconisons l'utilisation d'échelles en bois de 6 m de longueur, pouvant être portées par une personne mais suffisamment lourdes pour être stables une fois posées contre le tronc.

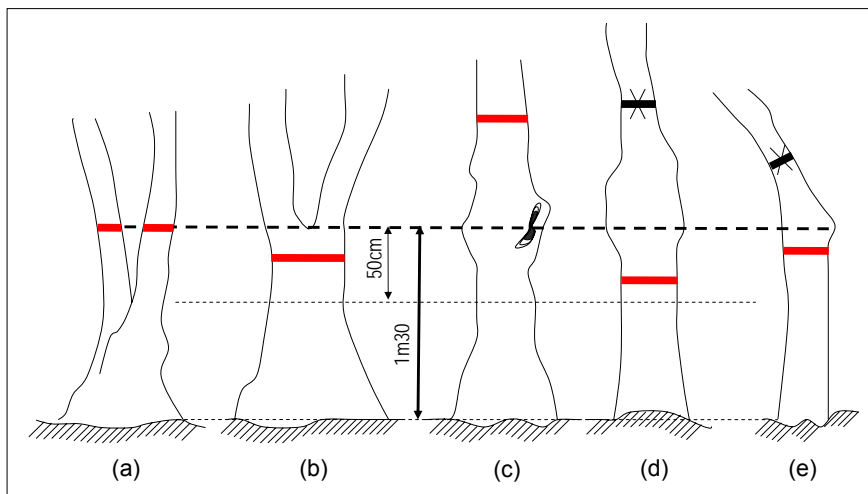


FIG. 3.11 – Positionnement du trait de peinture (suite) chez les arbres présentant fourches et déformations du tronc. (a) Fourche en-dessous de 1,30 m. (b) Fourche à 1,30 m. (c) Déformation à 1,30 m, le tronc présente des zones cylindriques de circonférence proche en-dessous et au-dessus de la hauteur de référence : on remonte le trait. (d) et (e) Déformations à 1,30 m, le tronc présente des zones cylindriques de circonférence très différente en-dessous et au-dessus de la hauteur de référence : il est préférable de descendre le trait de peinture, dans la limite de 50 cm.

accroissements : c'est d'autant plus dommageable que les arbres concernés sont souvent de grande taille, et sont les moins nombreux en forêt.

- L'arbre n'est pas cylindrique, et la déformation touche tout le tronc (ou s'étend au-delà de 4,50 m) : dans ce cas, il faut poser le trait de mesure à la hauteur de référence et il est inutile de le déplacer par la suite.

À noter que si des lianes et des plantes grimpantes sont présentes à l'endroit où l'on doit poser le trait de mesure, il vaut mieux essayer de les écarter du tronc que de les couper systématiquement. La même remarque s'applique pour les mesures ultérieures de circonférence.

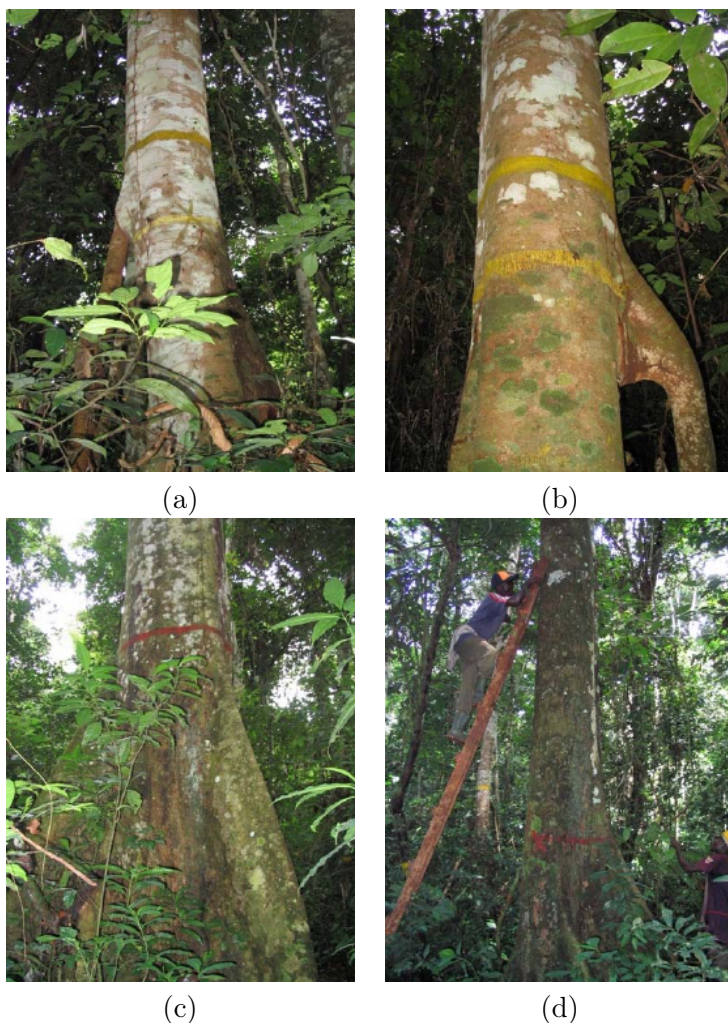


FIG. 3.12 – Remontée du trait de peinture. (a) et (b) Le trait de peinture a été initialement posé à 50 cm au-dessus des racines-échasses, puis remonté une première fois suite à l'apparition de nouvelles racines. (b) Le trait de peinture, initialement posé à 50 cm au-dessus des contreforts, sera remonté à la prochaine campagne d'inventaire. (d) Le trait de peinture, initialement posé à la hauteur de référence, va être remonté directement à une hauteur de 4,50 m. Arbres situés sur la parcelle 1 (carré 1) de Boukoko, dispositif de M'Baïki en République Centrafricaine.

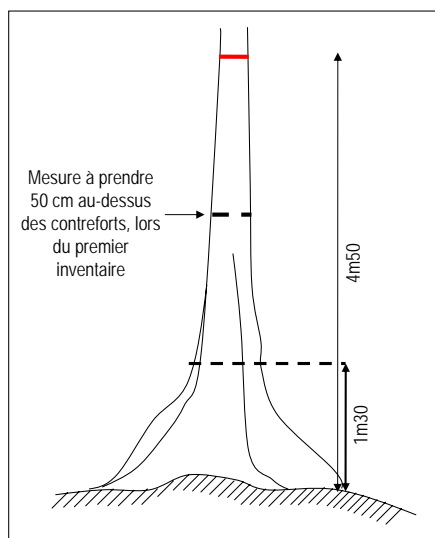


FIG. 3.13 – *Positionnement du trait de peinture sur les arbres à contreforts (le principe est le même pour les arbres développant des racines-échasses). À 4,50 m, il est possible de garantir que la série de mesures ne sera pas interrompue, sauf cas exceptionnel. Lors du premier inventaire, la prise d’une mesure à 50 cm au-dessus des contreforts permet de calculer le défilement du tronc et d’effectuer des corrections de la surface terrière.*

Marques de contrôle

Ces marques doivent être posées lorsque l’on veut quantifier le taux de recrutement de certaines espèces dans un dispositif où tous les arbres n’ont pas été positionnés et identifiés : c’est le cas des sentiers de suivi (§ 3.1.1). Nous avons mentionné, dans le chapitre 2 (§ 2.4.3) qu’une option intermédiaire consistait à réaliser des inventaires systématiques et répétés de ces espèces sur une surface englobant les sentiers, en l’occurrence, ici, le site de 400 ha sur lequel a déjà été réalisé l’inventaire préliminaire (fig. 3.1). Au cours de ce premier inventaire, tous les individus de plus de 10 cm dbh appartenant aux espèces prioritaires ont été recensés. Quelques années plus tard, un deuxième passage permettra de repérer les nouveaux arbres apparus

au-dessus du diamètre de précomptage, à condition que ceux qui existaient déjà aient été marqués la première fois. Il est conseillé de poser deux grandes croix à la peinture (jaune, bleue ou rouge) de part et d'autre du tronc dans la direction de la progression des équipes, à hauteur de poitrine, et de compléter par des marques plus durables à 50 cm du sol : flachis à la machette, badigeonnés de fongicide, toujours de part et d'autre du tronc.

3.3 Mesures

Une fois les arbres positionnés et marqués, différentes informations doivent être recensées : certaines le seront une seule fois (détermination botanique), d'autres le seront à intervalle régulier, au moment des campagnes d'inventaire. Elles permettront de déterminer le statut de chaque arbre (vivant, mort, recruté) et de quantifier, à l'échelle de la population ou du peuplement, les différents paramètres démographiques. Nous renvoyons le lecteur à Favrichon *et al.* (1998) pour un exposé détaillé des différentes analyses qui peuvent être faites à partir de telles mesures, et des méthodes utilisables. Le chapitre 4 revient largement sur ces analyses.

3.3.1 Détermination botanique

Sentiers

Il est essentiel de s'assurer que les populations d'espèces ciblées par les circuits de suivi sont bien déterminées. Comme il s'agit d'espèces commerciales, leur identification ne posera généralement pas problème, les prospecteurs les connaissant bien. Il est cependant conseillé, pour lever tout doute, de faire appel à un botaniste qui confirmera les déterminations et prélèvera quelques échantillons au hasard dans chaque population pour les déposer à l'Herbier National.

Parcelles permanentes

Le problème est plus compliqué pour les arbres situés dans les parcelles permanentes : la détermination fine de toutes les espèces présentes, avec prélèvement d'échantillons, représente un très gros travail

qui ne peut être considéré comme prioritaire dans l'optique dans laquelle nous nous sommes placés dans cet ouvrage. À l'inverse, faire l'impasse sur les déterminations peut se révéler dommageable très rapidement, dès que l'on s'interrogera sur des espèces particulières non ciblées à l'origine mais présentes dans les parcelles, que l'on souhaitera savoir comment la composition floristique du peuplement évolue avec le temps ou que l'on voudra faire des comparaisons entre sites à l'échelle régionale et rechercher les causes de différences potentielles de fonctionnement. Nous préconisons donc la stratégie suivante :

- (i). s'appuyer sur les connaissances des prospecteurs, accompagnés si possible d'un botaniste, pour effectuer une première détermination rapide de toutes les espèces connues au moment du positionnement des arbres ;
- (ii). déterminer avec précision les espèces cibles (détermination à faire confirmer par un botaniste) : normalement, ceci aura déjà été fait sur les sentiers de suivi, et il faudra compléter dans les parcelles.
- (iii). Cibler au moins un carré de 1 ha dans chaque parcelle, tiré au hasard, et en faire la détermination botanique précise : des échantillons d'herbier doivent alors être collectés systématiquement sur les individus dont la détermination pose problème.

Pour les espèces les mieux connues des prospecteurs, dont l'identification est confirmée par un botaniste, des échantillons prélevés au hasard (quelques individus au sein de chaque espèce) suffisent. Les échantillons doivent être prélevés en double exemplaire, de manière à être déposés à l'Herbier National et dans un herbier local (à constituer, par exemple, dans les locaux de la compagnie forestière concessionnaire qui accueille le(s) site(s) d'étude). Les protocoles à suivre pour prélever les échantillons et constituer les herbiers sont décrits en détail dans Letouzey (1982) ; Cremers & Hoff (1990).

3.3.2 Statut des arbres

Lors de l'implantation des circuits et des parcelles, tous les arbres identifiés et positionnés possèdent le même statut : vivant, ≥ 10 cm dbh. Lors des inventaires qui suivront, plusieurs cas se présenteront.

Arbres morts

Il est important, non seulement de bien noter les arbres morts, mais aussi de distinguer entre différents types de mortalité. Dans les sites qui seront soumis à une exploitation, il faudra bien sûr distinguer entre les arbres exploités, les arbres détruits par l'abattage ou le débardage et les arbres morts naturellement. Dans les sites non exploités, la distinction entre arbres morts sur pied et chablis doit être faite. En effet, la proportion de chablis naturels dans la mortalité totale est indicatrice de certaines conditions naturelles (sols superficiels, engorgés ou présentant une faible cohésion) mais aussi du fonctionnement du peuplement et de sa composition floristique (un grand nombre de chablis peut aller de pair avec une proportion importante d'espèces héliophiles, une croissance moyenne élevée des peuplements, etc.).

Dans certains cas, la forêt est fréquentée par les hommes qui en tirent divers produits non ligneux : des arbres peuvent être abattus ou endommagés pour récupérer du miel, des lianes, des écorces, des chenilles, etc.). Il est évidemment souhaitable de s'entendre avec les populations locales pour qu'elles évitent de porter atteinte aux arbres marqués. Mais si cela s'avère difficile il vaut mieux considérer ces interventions comme des facteurs de perturbation supplémentaires à quantifier, plutôt que de générer des conflits : dans tous les cas, il faut identifier précisément cette cause de mortalité.

Nous proposons, dans le tableau 3.3, une liste des principales causes de mortalité à identifier inspirée des pratiques en cours à Paracou et à M'Baïki, et des préconisations de Alder & Synnott (1992).

Alder & Synnott proposent une liste plus longue que celle présentée au tableau 3.3. Ils reconnaissent cependant qu'elle peut être difficile à utiliser car les arbres morts se décomposent rapidement en forêt et il est parfois difficile de déterminer si ce sont, par exemple, des blessures, des champignons ou des lianes qui ont provoqué la mort et / ou la chute d'un arbre. Les types que nous retenons sont aisés à identifier, et nous avons opéré quelques simplifications. Nous proposons en particulier de ne pas isoler les arbres étêtés (à classer dans les morts sur pied). Le type « arbre entraîné par la chute d'un arbre exploité par des villageois » (code CHAV dans le tableau 3.3) est introduit pour ne pas risquer de confondre un phénomène naturel avec un phénomène provoqué par l'homme.

TAB. 3.3 – *Principales causes de mortalité à identifier sur les sentiers et dans les parcelles. Les codes sont des suggestions mnémotechniques pour noter les causes de mortalité sur le terrain (cf. chapitre 4).*

Code	Type de mortalité	Source*
MSP	Mort sur pied naturelle	1, 2, 3
CHA1	Chablis primaire naturel	1, 2, 3
CHA2	Chablis secondaire naturel	1, 2, 3
EXP	Arbre exploité	1, 2, 3
MSPE	Arbre mort sur pied suite aux blessures occasionnées par l'exploitation (y compris débarbage)	
CHAE	Arbre entraîné par la chute d'un arbre exploité ou par un débardeur	1, 2, 3
EXPV	Arbre abattu par des villageois (bois, miel, etc.)	2, 3
MSPV	Arbre écorcé ou brûlé	2
CHAV	Arbre entraîné par la chute d'un arbre exploité par des villageois	

* 1 : suivie à Paracou, 2 : suivie à M’Baïki, 3 : proposée par Alder & Synnott (1992)

Parmi les problèmes à prendre en compte, et les difficultés à gérer, signalons les suivants :

1. Lorsque l'intervalle de temps qui sépare deux campagnes de mesure dépasse un an, comme nous le recommandons ici (nous nous sommes basés sur un intervalle de deux ans, cf. chapitre 2, § 2.4.2), des arbres morts sur pied ont le temps de tomber. Ceci conduit inévitablement à une surestimation des chablis. Au-delà de trois à quatre ans, il est illusoire de vouloir quantifier la part entre morts sur pied et morts par chablis.
2. Certains arbres couchés restent vivants (figure 3.14). Nous recommandons de leur attribuer quand même le statut de chablis : en effet, ces arbres libèrent de la place et de la lumière dans le peuplement, qui vont bénéficier à leurs voisins, et c'est un des effets que l'on cherche à quantifier à travers le recensement des arbres morts.
3. Des arbres morts peuvent « ressusciter » : arbres étêtés qui reconstituent leur houppier, arbres couchés qui finissent par réité-



FIG. 3.14 – *Exemples de réitérations sur des troncs couchés. Arbres situés sur la parcelle 3 (carré 3) de Boukoko, dispositif de M’Baïki en République centrafricaine. (a) Stades précoces, (b) stade avancé : la réitération a atteint le stade du recrutement. À noter que les troncs principaux, même s’ils restent vivants, doivent avoir été recensés morts par chablis.*

rer (figure 3.14), arbres exploités qui rejettent de souche. Ces phénomènes doivent être correctement recensés dans la base de données, il faut en particulier pouvoir distinguer les arbres recrutés issus de la survie et de la croissance de juvéniles, des arbres recrutés provenant de réitération ou de rejets (voir tableau 3.4 et § « Arbres recrutés » plus loin).

Arbres vivants déjà inventoriés la fois précédente

Ces arbres doivent faire l’objet d’une nouvelle mesure de leur circonférence, mais il faut accompagner cette mesure d’indications sur les conditions dans lesquelles elle est prise. Lorsque l’on voudra, par la suite, effectuer des tests sur l’impact d’un facteur particulier sur la croissance, il faudra pouvoir identifier (pour les éliminer du jeu de données) les mesures réalisées au relascope ou portant sur des troncs déformés. Il sera également utile de pouvoir vérifier que des faibles accroissements de circonférence sont dus à des blessures, ou que des anomalies importantes d’accroissement résultent du développement d’un *Ficus* (figure 3.15).

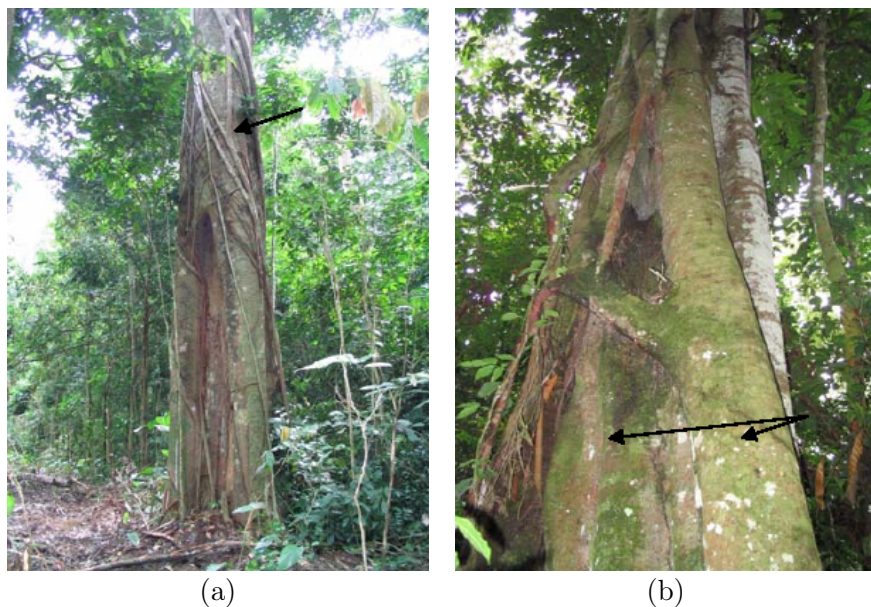


FIG. 3.15 – Développement d'un ficus étrangleur (RCA, permis SEFCA, sud PEA 183). (a) À un stade précoce, l'arbre support peut être mesuré sans difficulté à la hauteur de référence. À noter que sur l'arbre photographié ici, le trait de peinture aurait dû être positionné à 4,50 m de hauteur (flèche). (b) Petit à petit, il devient impossible de poursuivre la mesure : le trait de peinture doit être re-positionné sur le Ficus, à la même hauteur que le trait initial (flèches), ce qui fait apparaître une mesure de circonférence très supérieure aux mesures antérieures. NB. Lors du premier inventaire, si un Ficus est trop développé, l'arbre support doit être ignoré et l'individu identifié directement comme un Ficus : le trait de peinture sera positionné à 1,30 m et l'indication « PACY » (cf. tableau 3.4) sera associée à la première mesure de circonférence.

Nous proposons dans le tableau 3.4 une liste des principales indications à mentionner lors des inventaires, inspirée des pratiques en cours à Paracou et à M'Baïki, et des préconisations de Alder & Synnott (1992). Nous les avons séparées en deux types : l'un portant sur la conformation des troncs au niveau du trait de peinture, l'autre sur certaines particularités globales. Ces indications, parce qu'elles sont complémentaires, doivent alimenter deux champs différents de la base de données.

L'appréciation de la conformation du tronc peut poser problème. Il faut garder à l'esprit que l'on a intérêt à conserver le maximum de données autorisant des calculs d'accroissement. Il ne faut donc pas attribuer « à la légère » des codifications qui conduiront à écarter une mesure d'un calcul. C'est en particulier le cas du code correspondant à un tronc non cylindrique au niveau du trait de peinture (code PACY dans le tableau 3.4), qui doit sanctionner de réelles irrégularités et pas de simples méplats. De même, une décision conduisant à déplacer un trait de peinture doit être réellement motivée et il faut rechercher la position la moins dommageable pour la série de données, c'est-à-dire la zone du tronc la plus proche de la hauteur de référence et dont la circonférence est la plus proche de celle qui était enregistrée auparavant, quitte à descendre le trait plutôt qu'à le remonter : ce sujet a déjà été abordé au § 3.2.3 (fig. 3.11). Dans le même ordre d'idée, lorsque l'arbre est mesuré pour la première fois et que l'on pose le trait de peinture à une hauteur qui n'est pas la hauteur de référence mais en est proche à 50 cm près, il ne faut pas le mentionner (la mesure sera considérée comme normale).

Il est toujours tentant de multiplier les indications de particularités sur les arbres (voir Alder & Synnott, 1992). Il faut cependant se méfier de cette attitude pour deux raisons :

1. les équipes d'inventaire doivent mémoriser la liste des indications et leur codification pour être efficaces : une liste trop longue sera inévitablement source de confusion et d'oubli ;
2. lors de l'analyse des données, on exploite rarement les informations détaillées.

Les effectifs concernés par les détails sont souvent peu importants et ne se prêtent pas aux analyses statistiques, si bien que l'on finit par effectuer des regroupements dans des catégories plus larges. La liste

TAB. 3.4 – *Principales indications à enregistrer lors des inventaires d'arbres vivants sur les sentiers et dans les parcelles. Les codes sont des suggestions mnémotechniques pour noter les indications sur le terrain (cf. chapitre 4).*

Code	Conformation du tronc	Source*
NORM	Pas d'anomalie particulière	1, 2, 3
REM	Trait de peinture remonté (ou descendu). Cette indication doit être mentionnée à chaque fois que le niveau du trait de peinture est modifié. Elle doit être mentionnée également lors du recrutement d'un nouvel arbre, dès lors que le premier trait de peinture est posé au-delà de 50 cm de la hauteur de référence. Enfin, l'attribution de ce code doit s'accompagner du renseignement d'un champ « mesure à la hauteur de référence » et d'un champ « hauteur de la remontée » (ou de la descente, nombre précédé dans ce cas d'un signe –)	1, 2, 3
PACY	Tronc non cylindrique au niveau du trait de peinture. Cette indication signifie que le tronc est déformé sur au moins 4,50 m de hauteur (fig. 3.13)	1, 2, 3
REL	Circonférence mesurée au relascope	1, 2, 3
Code	Particularité	Source*
FIC	Arbre porteur d'un <i>Ficus</i> qui se développe sur le trait de peinture	2
BLE	Arbre blessé (typiquement : par la chute d'un arbre voisin)	3
BLEE	Arbre blessé lors de l'exploitation	1
BLEV	Arbre écorcé par des villageois	2
INCL	Arbre penché. Cette indication doit être réservée à des arbres réellement inclinés, faisant un angle d'au moins 20° avec la verticale	2, 3
REJ	La tige mesurée est un rejet ou une réitération. Si elle provient d'un arbre qui avait déjà été inventorié, il faut renseigner un champ « arbre-mère » avec le numéro de cet arbre	2

* 1 : enregistrée à Paracou, 2 : enregistrée à M'Baïki, 3 : proposée par Alder & Synnott (1992)

que nous proposons au tableau 3.4 ne conserve que les indications essentielles, et les plus utilisées.

Arbres recrutés

Il s'agit des individus non recensés lors des campagnes d'inventaire précédentes, qui atteignent le diamètre (ou la circonférence) de précomptage : ici 10 cm de diamètre à 1,30 m (resp. 31,4 cm de circonférence). La principale difficulté consiste à les voir dans le peuplement, opération facilitée au sein des parcelles de suivi en plein où tous les arbres de plus de 10 cm dbh ont déjà été marqués. Ces « nouveaux » arbres doivent être identifiés, marqués, mesurés et, dans les parcelles en plein, localisés géographiquement : l'attribution de coordonnées peut se faire à partir des arbres voisins les plus proches dont les coordonnées sont déjà connues. Lorsque le travail porte sur les espèces cibles, à l'échelle du site de pré-inventaire, il est essentiel de marquer les arbres mais pas de les positionner de façon précise : leur localisation relativement aux 400 carrés de 1 ha, à l'aide d'un GPS, suffit.

Comme signalé précédemment, il faut distinguer les « nouveaux » arbres apparemment issus de graines des tiges provenant d'une réitération ou de rejets de souche (figure 3.14). Le cas échéant, il faut donc attribuer un code « REJ » à la première mesure de circonférence, et renseigner le champ « arbre-mère » avec le numéro de l'arbre initial, lorsqu'il est encore déterminable (tableau 3.4).

3.3.3 Mesure des circonférences

Les arbres vivants de plus de 10 cm dbh doivent être mesurés, la première fois lors de l'installation des sentiers et des parcelles, puis lors de chaque nouvelle campagne d'inventaire. Ces mesures doivent impérativement être réalisées à l'aide d'un ruban souple *métallique*, c'est-à-dire ne présentant pas de risque de déformation notable au cours du temps. Les rubans en plastique (dits « rubans de couturière ») ne présentent pas cette garantie : nous avons ainsi constaté que certaines équipes de terrain utilisaient des rubans qui présentaient, une fois posés les uns à côté des autres, des différences de longueur de plus de 5 cm pour des longueurs graduées identiques ! Il

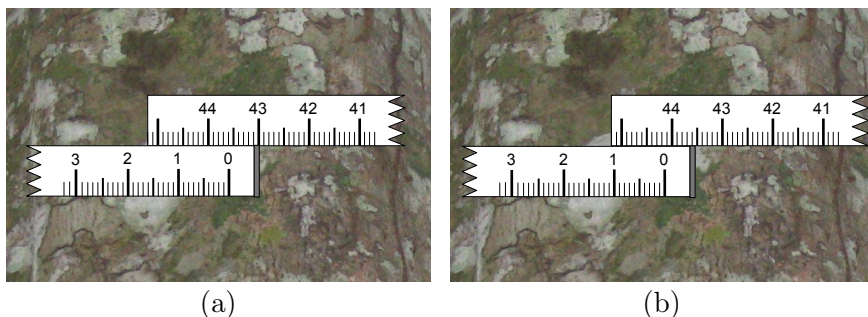


FIG. 3.16 – *Lecture de la circonférence sur le ruban souple. (a) $C = 43.5$ cm. Cette mesure regroupe toutes les valeurs réelles de circonférence comprises entre 43.25 cm et 43.75 cm. (b) $C = 44.0$ cm. Cette mesure regroupe toutes les valeurs réelles de circonférence comprises entre 43.75 cm et 44.25 cm.*

est conseillé de vérifier, avant chaque campagne d'inventaire, que les rubans utilisés sont comparables à un étalon qui doit rester au bureau.

Le ruban doit être positionné aussi correctement que possible sur le trait de peinture, sachant que la difficulté et les erreurs augmentent avec la taille de l'arbre. Lorsque l'arbre fait plus de 1 m de diamètre, une deuxième personne doit intervenir pour aider le mesureur à positionner le ruban. Si le trait de peinture est, en outre, situé en hauteur, cette personne doit se munir d'une perche à encoche pour hisser correctement le ruban. Si l'arbre est vraiment trop gros, et la mesure doit être faite en hauteur, il faut recourir au relascope.

Les circonférences doivent être lues sur le ruban au demi-centimètre près (demi-centimètre « couvert » afin d'éviter les biais, cf. fig. 3.16) : il est illusoire de viser une précision supérieure avec cet instrument de mesure, et dans des conditions d'inventaire où il s'agit de trouver un compromis entre précision et rapidité. Cette imprécision de mesure a des conséquences sur l'estimation des accroissements, compensées par l'effectif des arbres suivi (voir Favrichon *et al.*, 1998, pour davantage de précisions sur ce point).

3.4 Calendrier des mesures

Nous ne revenons pas sur la périodicité des mesures, déjà évoquée au chapitre 2, mais nous faisons le point sur le calage des inventaires par rapport aux saisons sèches et pluvieuses, soumis à controverse.

Les accroissements en circonférence résultent de l'activité du cambium et de celle du phellogène, mais aussi de l'état de turgescence de l'ensemble des cellules du tronc. De nombreux auteurs ont observé que les arbres de forêt dense tropicale humide sempervirente ou semi-décidue pouvaient présenter une diminution de leur circonférence durant la saison sèche (Prévost & Puig, 1981 ; Lieberman, 1982 ; Devineau, 1989). Dans les forêts semi-caducifoliées de Lamto, en Côte d'Ivoire, Devineau (1989) a montré que cet état dépendait assez étroitement du déficit hydrique, donc des conditions climatiques et de la réserve en eau du sol : les fortes rétractions du tronc correspondent à une forte demande évaporatoire, et sont d'autant plus accusées que les déficits hydriques du mois et du mois précédent ont été importants. Cette relation a également été établie par Baker *et al.* (2002) au Ghana et par Worbes (1999) au Venezuela. Ces auteurs ont montré, en outre, que la réaction des arbres dépendait de leur phénologie et de leur taille.

Ces observations ont des conséquences sur l'estimation des accroissements entre deux inventaires successifs (Sheil, 1995a ; Péliissier & Pascal, 2000 ; Baker *et al.*, 2002). Si l'état hydrique d'un arbre, lié en partie au déficit hydrique du sol, est plus favorable lors du deuxième inventaire que lors du premier, son accroissement en circonférence sera surestimé, alors qu'il sera sous-estimé dans le cas contraire. Certains auteurs préconisent de mesurer les arbres systématiquement en saison sèche (Sheil, 1995a), afin de limiter l'influence de la turgescence et d'accéder aux « vrais accroissements ». C'est le choix qui a été fait sur les sites de Paracou et M'Baïki. Baker *et al.* (2002), eux, ont montré que le déficit hydrique des sols pouvait être très variable d'une année à l'autre en saison sèche, en particulier sous l'influence du phénomène El Niño, alors que cette variabilité est moindre d'une saison pluvieuse à la suivante : il vaut alors mieux, selon eux, effectuer les inventaires en pleine saison des pluies lorsque l'imbibition des troncs est à son

maximum. Cette solution est également recommandée par Devineau (comm. pers.).

Sachant qu'il est plus aisé de travailler en saison sèche, surtout lorsqu'il faut utiliser de la peinture, et que le suivi à long terme des sites doit permettre de gommer les variations inter-annuelles du déficit hydrique, nous avons tendance à préférer la saison sèche. Cependant, la stratégie d'inventaire doit s'adapter aux contraintes rencontrées par l'organisme qui prendra en charge le suivi des sites. Si les concessionnaires forestiers sont amenés à s'impliquer fortement dans ce suivi, la disponibilité de leurs équipes risque d'être nulle en saison sèche et la saison des pluies sera privilégiée. En tout état de cause, il nous paraît plus important d'insister sur la nécessité d'effectuer les inventaires *toujours aux mêmes périodes de l'année*, plutôt que sur la nécessité d'être strictement calé par rapport à telle ou telle saison.

3.5 Organisation et temps nécessaires

Les paragraphes qui suivent fournissent des indications basées sur notre expérience, complétée de celle de différentes équipes habituées à réaliser des inventaires en forêt tropicale. Le paragraphe 3.5.3 récapitule l'ensemble du travail qu'il serait nécessaire de mener pour installer un dispositif complet comprenant deux sites de 400 ha et quatre parcelles de 9 ha, avec passage en exploitation sur l'un des deux sites.

3.5.1 Composition des équipes

Différents types d'équipes doivent être formées pour mener à bien les travaux d'installation et de suivi d'un dispositif permanent :

1. Équipe de reconnaissance. Elle intervient à la suite des analyses préliminaires réalisées au bureau pour valider, sur le terrain, l'emplacement des sites de 400 ha et l'emplacement des parcelles de suivi en plein au sein des sites. Elle doit être composée de 3 ou 4 personnes : l'ingénieur-chercheur qui a fait les analyses, le responsable de la cellule aménagement de la compagnie forestière (si il/elle n'est pas l'ingénieur mentionné) et deux prospecteurs expérimentés.

2. Équipe de layonnage. Elle est chargée de la délimitation et du layonnage des sites de 400 ha. Elle doit être composée de 7 personnes : un chef d'équipe, un boussolier, un pointeur chargé des mesures de pente, un porte-mire, un arpenteur / piqueteur et deux machetteurs.
3. Équipe d'inventaire. Cette équipe réalise l'inventaire exhaustif des espèces cibles sur les sites de 400 ha. Elle doit recenser et marquer les arbres ≥ 10 cm dbh et positionner approximativement ceux dont le diamètre dépasse 40 cm. La première fois, elle doit être composée de 7 personnes : un chef d'équipe, deux prospecteurs / botanistes, deux aide-prospecteurs chargés de marquer les arbres, et deux boussoliers / arpenteurs. Elle travaille normalement en parallèle avec l'équipe de layonnage. Lors des ré-inventaires éventuels, visant à repérer les arbres recrutés dans les populations d'espèces cibles, il faut renforcer l'équipe de deux machetteurs supplémentaires afin de ré-ouvrir les layons.
4. Équipe d'installation. Cette équipe identifie, positionne et « équipe » les arbres qui feront l'objet du suivi, sur les sentiers et dans les parcelles. Elle doit être composée de 7 personnes : un chef d'équipe, deux prospecteurs / botanistes, deux peintres et deux mesureurs. Peintres et mesureurs doivent également jouer le rôle de boussoliers / arpenteurs. Ils doivent aussi se munir d'une échelle pour équiper les arbres à contrefort.
5. Équipe de suivi. Cette équipe est en charge du suivi des arbres : identification des morts et re-mesure des vivants sur les sentiers, identification des morts, re-mesure des vivants et identification / positionnement / équipement des arbres recrutés dans les parcelles en plein. Pour le suivi des sentiers, elle doit être constituée de 10 personnes : un chef d'équipe, quatre mesureurs (dont deux prospecteurs / botanistes), quatre peintres, un porteur d'échelle. Pour le suivi des parcelles, il est conseillé d'adjoindre deux personnes supplémentaires à l'équipe (un mesureur, un peintre), en charge spécifiquement des arbres qu'il faut mesurer en hauteur. L'expérience montre en effet que le re-passage sur ces arbres prend du temps et doit être fait en parallèle : dans cette nouvelle configuration, ce sont donc 3 personnes qui prennent en charge les arbres « à échelle » (mesureur, peintre et porteur d'échelle),

tandis que le reste de l'équipe (9 personnes) se focalise sur les arbres « normaux ». À noter qu'avant chaque repassage en inventaire, il peut être utile de faire passer une équipe de trois machetteurs, munie d'une tronçonneuse, afin de ré-ouvrir l'ensemble des layons.

Travailler en inventaire de suivi avec 12 personnes est un maximum qu'il ne faut pas dépasser (en imaginant, par exemple, que l'on gagnera du temps), au risque à la fois de multiplier les dégâts dus au piétinement dans le sous-bois, de multiplier les erreurs de compréhension (le chef d'équipe ne peut gérer les annonces d'un trop grand nombre de mesureurs) et de générer, finalement, des pertes de temps. Il est par ailleurs essentiel, à l'occasion de chaque campagne d'inventaire, de réaliser une formation de une ou deux journées à l'intention des membres des équipes, afin de s'assurer que les consignes sont comprises et intégrées. C'est particulièrement vrai pour les équipes de suivi qui doivent mémoriser des listes de codification et les appliquer correctement sur le terrain.

À côté de ces équipes de terrain, une ou deux personnes spécialisées en gestion de bases de données et en analyse des données doivent accompagner l'ensemble du travail. Elles doivent être secondées par un ou deux opérateurs de saisie, sauf si le choix est fait dès le départ d'informatiser l'ensemble de la collecte d'information.

3.5.2 Temps à consacrer aux différentes opérations

Le tableau 3.5 résume les temps de travail à prévoir pour installer et suivre sites, sentiers et parcelles. Aux tâches prises en compte, il faut ajouter le temps initial de formation des équipes, le temps nécessaire à la ré-ouverture des layons avant les inventaires (1 km jr⁻¹ de layons peuvent être ré-ouverts par une équipe de 3 personnes), l'intervention d'un botaniste pour contrôler et / ou effectuer les déterminations (environ 10 jrs pour 2 ha, J.L. Doucet, comm. pers.), le temps nécessaire à la constitution/gestion de la base de données et à la saisie des données.

TAB. 3.5 – Indication des temps de travail à prévoir pour la mise en place et le suivi d'un site de 400 ha, d'un sentier de 4000 arbres et d'une parcelle de 9 ha. *T* est le temps de travail pour l'équipe (en jours) ; *E* est l'effort total (en homme-mois, arrondi à la semaine).

Tâche	Équipe*	T	E	Observations
<i>Positionnement et inventaires d'un site de 400 ha</i>				
Analyse préliminaire (bureau) : typologie des peuplements, proposition d'un ou de plusieurs emplacements favorables	Ingénieur-chercheur	5	0,25	Nous faisons l'hypothèse que le site doit être installé dans une concession forestière, en collaboration avec (ou par) une compagnie forestière qui dispose d'un certain nombre de documents et d'informations sur les forêts concernées : cartes topographiques, images satellites, photographies aériennes, données issues d'un inventaire d'aménagement
Parcours sur le terrain, prise de décision sur l'emplacement définitif	Équipe 1 (4 pers.)	5	1	
Délimitation du site	Équipe 2 (7 pers.)	6	2	
Layonnage du site	Équipe 2 (7 pers.)	67	21,5	L'équipe doit pouvoir layonner 6 ha.jr ⁻¹ (B. Casagne/FRM et A. Daumerie/SEFCA, comm. pers.)
Inventaire exhaustif des espèces cibles (20 espèces) sur le site	Équipe 3 (7 pers.)	67	21,5	
Ré-inventaire du site tous les 5 ans	Équipe 3 (7 pers.) + 2 pers.	35	14,5	Ce ré-inventaire vise à repérer les arbres recrutés dans les populations d'espèces cibles. Il garantit que les taux de recrutement spécifiques seront estimés de façon précise. Il doit prendre moins de temps que l'inventaire initial, puisque concentré uniquement sur les arbres de petite taille, non marqués. Cependant, si l'opération est jugée trop coûteuse, elle peut être abandonnée au profit d'un suivi uniquement sur les parcelles en plein (voir § 2.4.3 et § 3.1.1 « Emplacement des parcelles permanentes »).
Sous-total			60,75	

A suivre page suivante...

Suite de la page précédente

Tâche	Équipe*	T	E	Observations
<i>Positionnement et inventaire du sentier de suivi (4000 arbres)</i>				
Analyse des données de l'inventaire exhaustif (bureau) : proposition d'un premier tracé	Ingénieur-chercheur	5	0,25	
Positionnement du sentier et inventaire	Équipe 4 (7 pers.)	40	12,75	Cette tâche recouvre : 1) la sélection, pour compléter le sentier, des arbres de petit diamètre qui n'ont pas été localisés lors de l'inventaire préliminaire, et l'attribution de coordonnées à ces arbres (GPS ou positionnement par rapport aux layons d'inventaire) ; 2) la matérialisation du sentier ; 3) la numérotation, la pose des niveaux de peinture et la prise des mesures de circonférence sur les arbres sélectionnés. En théorie, 4000 arbres devraient être concernés, et 100 arbres jr^{-1} devraient pouvoir être sélectionnés, positionnés et équipés.
Ré-inventaire du sentier tous les 2 ans	Équipe 5 (10 pers.)	7	3,25	L'équipe doit pouvoir re-passer sur 600 arbres jr^{-1} . Nous supposons que les layons ont été ré-ouverts préalablement (3 pers., ré-ouverture de 1 km jr^{-1} à prévoir)
Sous-total			16,25	

À suivre page suivante...

Suite de la page précédente

Tâche	Équipe*	T	E	Observations
<i>Positionnement et inventaire d'une parcelle en plein de 9 ha</i>				
Positionnement de la parcelle dans le site : parcours sur le terrain, prise de décision sur l'emplacement définitif	Équipe 1 (4 pers.)	3	0,75	Le travail d'analyse et de repérage au bureau, déjà réalisé lors des étapes précédentes, doit permettre de proposer rapidement les emplacements potentiels
Positionnement (y compris layonnage intermédiaire), numérotation et mesure de tous les arbres de plus de 10 cm dbh	Équipe 4 (7 pers.)	45	14,5	5 jours de travail devraient être nécessaires à l'équipe pour traiter 1 ha
Ré-inventaire de la parcelle tous les 2 ans	Équipe 5 (10 pers.) + 2 pers.	5	2,5	L'équipe doit pouvoir re-mesurer 2 ha.jr ⁻¹ .
Sous-total			17,75	

* Le numéro de l'équipe renvoie au descriptif du § 3.5.1.

TAB. 3.6 – Calendrier possible des opérations nécessaires à la mise en place d'un dispositif complet. L'exploitation interviendrait, dans ce schéma, en année 6 : ceci permettrait de disposer de deux campagnes de ré-inventaire des deux sites et des quatre parcelles de manière à pouvoir évaluer les éventuelles différences de dynamique avant l'intervention des perturbations. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de mois nécessaires à l'équipe concernée pour accomplir la tâche.

Tâches	Année 1				Année 2				Année 3				Année 4				Année 5			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Positionnement et inventaire de deux sites de 400 ha																				
Analyse préliminaire et choix emplacement	(1)																			
Délimitation	(0,75)																			
Layonnage	(6)																			
Inventaire exhaustif des espèces cibles	(6)																			
Ré-inventaire tous les 5 ans	(6)																			
																	(3,75)			
Positionnement et inventaire des sentiers de suivi (2 × 4000 arbres)																				
Analyse données inventaire et positionnement																				
Ré-inventaire des sentiers tous les 2 ans	(4)																			
												(0,75)								
Positionnement et inventaire de 4 parcelles de 9 ha																				
Choix emplacement au sein des sites																				
Localisation, équipement, mesure des arbres																				
Ré-inventaire des parcelles tous les 2 ans																				
																	(1)			

A suivre page suivante...

3.5.3 Mise en place et suivi d'un dispositif complet : temps nécessaire et calendrier de travail

Un dispositif complet doit permettre de quantifier l'impact de l'exploitation forestière sur la structure et la dynamique :

1. des populations d'espèces cibles, *a priori* espèces d'importance commerciale ;
2. des peuplements dans leur ensemble, en prenant soin de séparer les effets potentiels de la station (topographie, type de sol, pluviométrie) et des perturbations anciennes, de l'effet de l'exploitation en cours.

Pour cela, l'idéal est d'installer sur chaque grand type de station jugé intéressant un couple de sites de 400 ha (à l'échelle desquels seront suivis les populations), comportant chacun deux parcelles de 9 ha (à l'échelle desquelles seront suivi les peuplements) : ces sites doivent être installés dans des conditions identiques et dans des peuplements initialement non ou peu perturbés, et suivis pendant quelques années avant exploitation. L'exploitation doit ensuite passer normalement sur l'un des deux sites, l'autre demeurant un témoin préservé. Si les sites sont installés dans des concessions forestières, il faut donc tenir compte de la planification des assiettes de coupe et de la localisation des séries de protection pour raisonner la localisation des sites.

L'installation des deux sites et des deux sentiers de suivi demanderait un effort de 119 homme-mois, celui de 4 parcelles de 9 ha (2 par site) 61 homme-mois (tableau 3.5). Le ré-inventaire des sentiers et des parcelles demanderait 16,5 homme-mois tous les 2 ans et un ré-inventaire exhaustif des espèces-cibles sur les deux sites demanderait 29 homme-mois tous les 5 ans. Le tableau 5 illustre un calendrier possible des opérations. Il montre que les opérations de mise en place initiale sont les plus lourdes et qu'avec une dizaine de personnes au travail, il faudra presque 2 ans pour obtenir la première caractérisation du dispositif. Une fois cela réalisé, cependant, le suivi de l'ensemble sera une opération beaucoup plus légère.

L'importance de l'effort d'installation à fournir met en évidence la nécessité de raisonner avec beaucoup d'attention et de rigueur l'implantation d'un dispositif de suivi. Ce raisonnement devrait être fait à l'échelle d'une région, davantage qu'à l'échelle d'une concession.

L'idéal serait ainsi de parvenir à implanter un dispositif complet par grand type de substrat en mutualisant les efforts des concessionnaires.

4

Traitement des données

La phase de traitement des données inclut tout le travail qui est fait à partir des fiches de terrain remplies ou des fichiers transmis par l'ordinateur de terrain. Elle comporte la saisie des données (en cas d'utilisation de fiches de terrain), l'apurement des données, la mise en forme des données, et le calcul du taux de reconstitution du stock par espèce.

La mise au point d'un système de gestion des données est fondamental pour garantir la qualité des données, et donc la qualité de toutes les estimations qui seront faites à partir de ces données (Shampine, 1993 ; Stafford, 1993 ; Stohlgren *et al.*, 1995). Différents systèmes de gestion des données ont été proposés (Comiskey *et al.*, 1994 ; Cooperrider *et al.*, 1999). Récemment des logiciels dédiés à la gestion des données, tels que Biomon ou Mira, ont vu le jour. On se méfiera toutefois du fait qu'un outil informatique développé dans un contexte donné peut se révéler inadapté à un autre contexte, et que son utilisation peut alors avoir un impact sur la qualité des données (mauvaise détection des données anormales, par exemple).

L'outil informatique est devenu incontournable pour gérer et stocker des données. On prendra garde cependant que les logiciels, et

même le matériel informatique, évoluent très vite, de sorte que le support informatique utilisé à un moment donné peut être devenu obsolète quelques années plus tard. Dans des projets à long-terme comme le suivi de parcelles permanentes, qui sont de surcroît susceptibles de connaître des interruptions pendant plusieurs années, il est essentiel d'utiliser des outils informatiques répandus afin d'éviter toute perte de données due à la disparition d'un logiciel ou d'un matériel spécifique (Shampine, 1993). Il faut également prévoir qu'il faudra régulièrement faire transiter les données d'un format devenu obsolète vers le format ou le logiciel s'étant imposé comme le standard du moment. On voit trop souvent des données devenues illisibles parce que restées dans un format devenu obsolète. De manière générale, le suivi informatique des données requiert l'intervention d'une personne spécialisée. Le suivi informatique des données, la correction des erreurs détectées au fur et à mesure de l'utilisation des données, doivent être un travail en continu.

4.1 Saisie des données

La saisie consiste à transférer dans un fichier informatique les données présentes sur les fiches de terrain, le cas échéant. L'utilisation d'ordinateurs de terrain permet de faire l'économie de cette étape. Préalablement à la saisie proprement dite, il faut avoir choisi un logiciel de saisie. Différents logiciels « maison » ont été développés pour la gestion des données, tels que Biomon développé par le programme MAB du Smithsonian Institute (<http://nationalzoo.si.edu/ConservationAndScience/MAB/biomon/>) ou Mira développé par le CATIE (http://web.catie.ac.cr/informacion/Sistema_mira.htm). Pour des raisons de pérennité du format de données, on préférera utiliser des logiciels standards. Si le dispositif n'est pas trop conséquent, un tableur comme Microsoft Excel pourra faire l'affaire. Pour des dispositifs plus conséquents, il faudra passer à un logiciel de gestion de bases de données, comme par exemple Microsoft Access®. Ce dernier a de plus l'avantage qu'il permet de définir des masques de saisie qui limitent les erreurs de saisie. Il est important de saisir toutes les données relevées sur le terrain, et pas seulement des données agrégées calculées à partir des relevés terrain (Shampine, 1993).

Il faut également saisir les données telles qu'elles ont été mesurées et non pas des transformations de ces données. Ainsi, si on a mesuré des circonférences avec un ruban, on saisira la valeur de la circonférence et non pas du diamètre.

4.1.1 Les erreurs de saisie

La saisie doit être faite aussi soigneusement que possible pour limiter les erreurs. Une façon de minimiser les erreurs de saisie est de faire une double saisie : un premier opérateur fait la saisie ; un deuxième opérateur (si possible différent du premier) refait la saisie de manière totalement indépendante du premier. Il suffit alors de comparer les deux fichiers de saisie pour déceler les erreurs de saisie (Stafford, 1993). Comme il est peu probable que deux opérateurs fassent la même erreur de saisie, cette méthode assure une bonne qualité de la saisie. En revanche elle est coûteuse en temps et fastidieuse. Une solution intermédiaire consiste à faire la double saisie sur 10 % des observations, et à refaire une saisie complète si le pourcentage d'erreurs de saisie (= le nombre d'erreurs de saisie décelées sur 10 % des observations divisé par le nombre d'observations) dépasse 1 %.

Lors de la saisie des données, il faut également s'attacher à un certain nombre de détails qui ont leur importance. Il faut d'abord avoir bien en tête que pour le logiciel de statistiques qui traitera ensuite les données, un nombre n'a pas le même rôle qu'une chaîne de caractères. Un nombre sera interprété comme la valeur d'une variable numérique, tandis qu'une chaîne de caractère sera interprétée comme la modalité d'une variable qualitative. La différence entre les deux est en général bien claire, mais pas toujours. Prenons le cas des latitudes et des longitudes. Si on a en tête de calculer la corrélation entre la latitude ou la longitude et une autre variable (pour identifier un gradient nord-sud ou est-ouest), il faut faire en sorte que le logiciel perçoive les coordonnées géographiques comme des nombres. Il ne faut donc surtout pas saisir quelque chose comme « 7°28'55.1" » ou « 13°41'25.9" ». Ces coordonnées seraient interprétées comme des variables qualitatives, et aucun calcul ne serait alors possible. Une solution consiste à convertir les coordonnées géographiques en valeurs décimales. Une autre solution consiste à saisir les coordonnées géo-

graphiques sur trois colonnes (une colonne pour les degrés, une autre pour les minutes, une troisième pour les secondes).

Lorsque l'on saisit des variables qualitatives, il faut éviter de saisir des chaînes de caractères de grande longueur car cela multiplie les risques d'erreur de saisie. Il vaut mieux saisir un code abrégé et préciser dans la méta-information (cf. ci-dessous) la signification de ce code.

Un autre détail qui a son importance est le symbole décimal utilisé. Pratiquement tous les logiciels de statistique permettent de basculer de la virgule (symbole utilisé en français) au point (symbole utilisé en anglais), donc l'usage de l'un ou de l'autre est indifférent. En revanche, une fois que l'on a choisi la virgule ou le point comme symbole décimal, il faut s'y tenir dans l'ensemble de la saisie. Si on utilise tantôt l'un, tantôt l'autre, une partie des données normalement numériques seront interprétées par le logiciel de statistiques comme des chaînes de caractères.

4.1.2 La méta-information

Au cours de la saisie des données, il faut songer à la méta-information (Stafford, 1993). La méta-information est l'information qui accompagne les données, sans être elle-même une donnée mesurée. La méta-information donnera par exemple la date à laquelle les mesures ont été effectuées, et par qui. Si des codes sont utilisés dans la saisie, la méta-information précisera la signification de ces codes. Il n'est pas rare par exemple que les noms des espèces soient saisis en abrégé. Un code espèce comme AK est ambigu : il peut s'agir d'*Aucoumea klaineana* (l'okoumé), d'*Anopyxis klaineana* (le bodioa), d'*Antrocaryon klaineanum* (l'onzabili), etc. La méta-information est là pour lever cette ambiguïté. La méta-information doit aussi préciser la nature des variables mesurées. Par exemple si on mesure les circonférences d'arbres, noter « circonférence » dans le tableau de données est en soi insuffisant. La méta-information doit préciser à quelle hauteur la circonférence a été mesurée (à 1,30 m, au-dessus des contreforts...) et, chose extrêmement importante, dans quelle unité la circonférence est exprimée (en cm, en dm...). Insistons sur le fait que les unités de mesure de chacune des variables doivent être précisées dans la méta-

information. Trop souvent on a des tableaux de données dont on ne sait pas en quelles unités elles sont exprimées, ce qui donne alors lieu à un jeu de devinettes risqué.

La méta-information doit aussi renseigner tout changement dans le protocole de mesure et, d'une manière générale, tout ce qui touche à la qualité des données (Shampine, 1993). Dans des suivis à long-terme comme les parcelles permanentes, il n'est pas rare en effet que les protocoles de mesure évoluent dans le temps. Les progrès technologiques permettent l'utilisation de techniques qui n'étaient pas opérationnelles autrefois : remplacement des fiches de terrain en papier par des ordinateurs de poche, remplacement des rubans décamétriques par des télémètres laser, remplacement des numéros d'identification peints sur le tronc par des puces RFID, etc. Des modifications peuvent également venir d'un changement dans l'effort de mesure. Typiquement, un effort accru pour déterminer les espèces pourra se traduire par un changement de la codification des espèces, afin de rendre compte de la plus grande finesse de détermination obtenue. La méta-information doit rendre compte de tout changement de ce type.

La méta-information peut être renseignée dans des fichiers annexes. Il peut également s'agir, quand les données sont structurées dans une base de données, de tables additionnelles. C'est en particulier souvent le cas pour les codes espèce.

Pour la personne qui a conçu le dispositif de mesure et encadré les mesures, les informations contenues dans la méta-information sont souvent si évidentes qu'elle ne voit pas la nécessité de passer du temps à les renseigner. Il faut cependant s'imaginer une personne étrangère à la mesure retrouvant le jeu de données dans 10 ans. Si la méta-information a été bien faite, cette personne doit pouvoir travailler sur le jeu de données comme si elle l'avait constitué elle-même.

4.1.3 Niveaux emboîtés et structuration des données

Les données sont saisies dans des tableaux, avec une ligne par individu. Si les données comportent plusieurs niveaux d'information emboîtés, il doit y avoir autant de tableaux qu'il y a de niveaux. À une instance dans un niveau correspondront plusieurs instances dans

le niveau inférieur. Typiquement, pour un dispositif permanent au sein d'une concession, on distinguera cinq niveaux emboîtés :

1. la strate forestière, qui comporte (potentiellement) plusieurs sites ;
2. le site, qui comporte plusieurs parcelles et plusieurs sentiers ;
3. la parcelle ou le sentier, qui comporte plusieurs arbres ;
4. l'arbre, qui comporte plusieurs mesures ;
5. et enfin la mesure.

Il devra donc y avoir dans ce cas cinq tableaux de données (figure 4.1). Chaque tableau renseignera les variables décrivant les individus du niveau correspondant, avec une ligne de tableau par individu. Par exemple le premier tableau donnera la superficie de chacune des strates et le type de formation végétale correspondant. Le deuxième tableau donnera les coordonnées géographiques de chacun des sites au sein des strates, leur surface, le traitement qu'ils ont subi. Le troisième tableau donnera les coordonnées de chaque parcelle et de chaque sentier au sein des sites, leur dimension. Le quatrième tableau donnera les coordonnées, le numéro et le code essence de chaque arbre au sein des parcelles ou des sentiers. Enfin le cinquième tableau donnera chaque mesure de circonférence et l'indication mort / vivant pour chaque arbre au cours du temps. À chaque ligne d'un tableau correspondent plusieurs lignes dans le tableau du niveau inférieur. Un identifiant doit permettre de faire la correspondance entre les lignes des différents tableaux. Ainsi l'identifiant de la strate sera répété dans les tableaux « strate » et « site », l'identifiant du site sera répété dans les tableaux « site » et « parcelle » ou « sentier », etc. (figure 4.1).

Cette structuration des données minimise la répétition de l'information, donc les erreurs de saisie. Une alternative consisterait à saisir toutes les données dans le même tableau, comme indiqué pour l'exemple précédent dans le tableau 4.1. Cette alternative est mauvaise car elle répète inutilement de l'information, donc multiplie les risques d'erreur de saisie. Par exemple dans le tableau 4.1 nous avons volontairement introduit une erreur de saisie dans la deuxième ligne du tableau, où la superficie de la strate n° 1, normalement égale à 400 ha, est ici de 401 ha. En répétant inutilement de l'information, on se retrouve avec une multiplication de ce genre d'incohérences qu'il faut ensuite corriger.

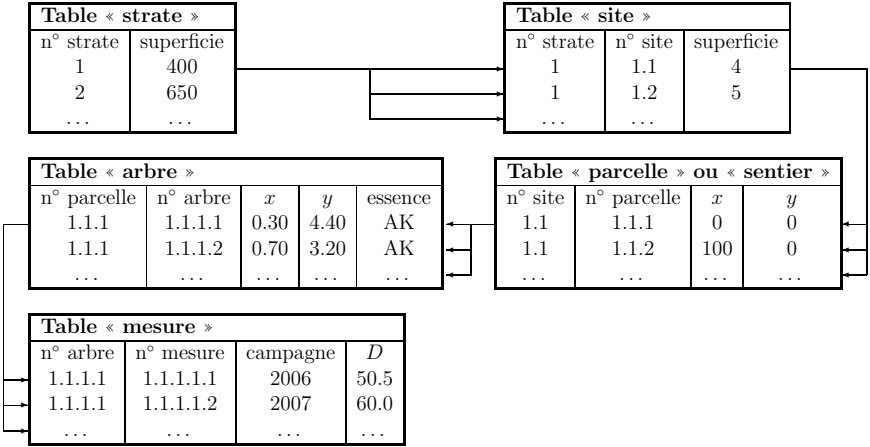


FIG. 4.1 – Exemple de cinq tableaux de données pour cinq niveaux emboîtés.

Une bonne façon de résoudre ces problèmes de niveaux emboîtés est de construire une base de données relationnelle. Les bases de données relationnelles sont précisément faites pour gérer différents tableaux avec des liens entre eux. Elles permettent d’éliminer toute incohérence comme celle illustrée dans le tableau 4.1 en vérifiant systématiquement l’intégrité des relations entre les tableaux. Pour de gros dispositifs, l’utilisation d’une base de données relationnelles est incontournable. La figure 4.2 schématise les tables et leurs relations telles qu’elles pourraient être mises en place au niveau d’une concession. Cette base de données comporte six tables correspondant aux cinq niveaux d’information exposés précédemment (deux tables, « parcelle » et « sentier » correspondent au même niveau), plus quatre tables donnant de la méta-information (cf. paragraphe précédent).

4.2 Apurement des données

L’apurement nécessite un aller-retour entre les mesures et le logiciel de statistiques ou un logiciel d’apurement des données spécialement conçu pour cela. Cette étape vise à éliminer toute incohérence

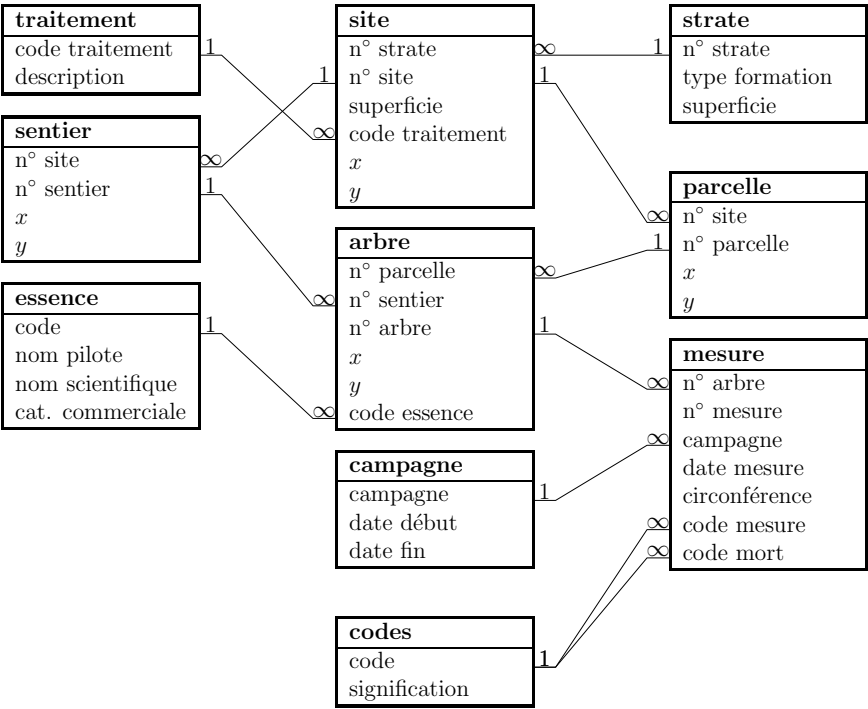


FIG. 4.2 – Exemple de structure de base de données relationnelle dont on pourra s’inspirer pour mettre en place une base de données à l’échelle d’une concession. Les traits indiquent les relations entre tables avec leur valence.

dans les données. Elle nécessitera généralement un retour sur le terrain pour refaire certaines mesures. L'apurement vise à éliminer :

- les données aberrantes. Par exemple un arbre de 50 mètres de diamètre.
- les données incohérentes. Par exemple un plateau comportant 10 arbres d'une essence et 3 mesures relatives à cette essence (chaque arbre recensé ayant fait l'objet d'au moins une mesure, il y a forcément plus de mesures que d'arbres).
- les fausses modalités des variables qualitatives. Par exemple un logiciel différenciant les majuscules et les minuscules interprétera « vivant » et « Vivant » comme deux modalités différentes, alors qu'il s'agit de la même modalité.

La difficulté pour repérer les données aberrantes vient du choix du seuil entre ce qui est une mesure normale et ce qui est une mesure aberrante. Les données incohérentes sont plus difficiles à repérer car elles nécessitent de confronter plusieurs variables entre elles. Dans l'exemple précédent, une essence présente avec 3 mesures n'a rien d'anormal et la présence de 10 arbres n'a rien d'anormal non plus, mais bien entendu les deux informations ne peuvent pas être correctes simultanément pour le même plateau. L'utilisation d'un logiciel adéquat comme un logiciel de base de données permet d'éliminer le troisième type d'anomalie en limitant les modalités possibles à un ensemble prédéfini.

Dans le cas de dispositifs permanents, la principale source d'anomalies dans les données est constituée par les accroissements aberrants. Pour les détecter, il faut reprendre la série temporelle des accroissements et voir si l'accroissement courant est raisonnablement compatible avec les accroissements passés. La cause de ces anomalies peut être une erreur de mesure de la circonférence, la permutation des identités de deux arbres, etc. Les données incohérentes les plus fréquentes sont constituées d'arbres enregistrés comme morts à une campagne et pour lesquels on dispose de mesures à des campagnes ultérieures. La cause de ces incohérences peut être un mauvais diagnostic de la mort de l'arbre, la réaffectation à un arbre nouvellement recruté d'un numéro précédemment affecté à un arbre qui est mort, un arbre détruit par un chablis et considéré comme mort qui rejette de souche, etc.

Dès lors que la masse des données dépassera un certain seuil, des procédures informatiques devront être mises au point pour détecter de façon automatique les incohérences dans les données. Ces procédures devront être adaptées au cas par cas, en fonction du système informatique retenu pour gérer les données et en fonction des spécificités du peuplement (Sheil, 1995a).

4.3 Mise en forme des données

La mise en forme consiste à présenter les données de telle sorte que les calculs nécessaires à l'estimation du taux de reconstitution du stock (ou tout autre traitement des données...) seront exécutables. Le format optimal pour le stockage des données n'est en effet pas le même que le format optimal pour l'analyse des données (Stafford, 1993). Par exemple, si on mesure des circonférences pendant plusieurs campagnes de mesures, le format optimal pour le stockage des mesures de circonférence est une table comportant une ligne par arbre et par campagne (tableau 4.2a), l'identifiant de l'arbre permettant alors de faire le lien entre les différentes campagnes pour un même arbre. Avec ce format, il est difficile de voir si un arbre est mort et quand il a été recruté, *a fortiori* de suivre sa croissance en diamètre. Pour faire des analyses, un format plus adapté consiste en un tableau avec une ligne par arbre et autant de colonnes qu'il y a de campagnes (tableau 4.2b) : par simple lecture d'une ligne, on peut voir quand un arbre a été recruté, si il est mort (et quand), et suivre l'évolution de sa circonférence. Ainsi, dans l'exemple du tableau 4.2, l'arbre n° 1 a une mesure à chaque campagne : il est donc vivant tout au long des quatre campagnes enregistrées. L'arbre n° 2 est présent au deux premières campagnes puis plus aucune mesure n'est enregistrée pour lui (tableau 4.2a) ; cet arbre est donc mort entre la campagne 2 et la campagne 3 (tableau 4.2b). L'arbre n° 3 n'a de mesure qu'à partir de la campagne 3 (tableau 4.2a) ; cet arbre a donc été recruté à la campagne 3 (tableau 4.2b). Enfin l'arbre n° 4 n'a pas de mesure aux campagnes 1 et 4 (tableau 4.2a) ; cet arbre a donc été recruté à la campagne 2 et est mort entre la campagne 3 et la campagne 4 (tableau 4.2b).

Plutôt que de stocker les données dans un format pratique pour l'analyse, il est préférable de stocker les données dans un format qui

TAB. 4.2 – *Formats de données : (a) format adapté au stockage, avec une ligne par arbre et campagne ; (b) format adapté à l'analyse, avec une ligne par arbre couvrant l'ensemble de son évolution temporelle. ID = numéro d'identification de l'arbre.*

(a)

ID	Cam- pagne	Circon- férance
1	1	157.0
1	2	157.5
1	3	157.5
1	4	158.0
2	1	103.0
2	2	103.0
3	3	31.0
3	4	31.5
4	2	31.0
4	3	31.0

(b)

ID	Circonférence à la campagne			
	1	2	3	4
1	157.0	157.5	157.5	158.0
2	103.0	103.0	†	†
3	—	—	31.0	31.5
4	—	31.0	31.0	†

se prête au stockage et de prévoir une étape intermédiaire entre le stockage et l'analyse pour mettre en forme des données. Typiquement, si les données ont été stockées dans une base de données relationnelle, cette étape intermédiaire prendra la forme d'une requête à la base de données (dans un langage tel que SQL).

4.4 Analyses

Il est hors de propos de présenter ici toutes les analyses que l'on peut faire d'un jeu de données issu d'un dispositif permanent. La liste des questions qui peuvent être abordées à l'aide d'un tel jeu de données va bien au-delà des questions que nous nous sommes posées dans ce document. On trouvera dans Bar-Hen (1998) ; Favrichon *et al.* (1998) ; Vanclay (1998) une panoplie d'analyses répondant aux questions les plus fréquentes. Dans la mesure où le raisonnement statistique que nous avons proposé pour établir la taille du dispositif permanent est basé sur la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock, nous allons simplement montrer dans cette section comment calculer

le taux et sa précision d'estimation à partir d'un jeu de données collecté sur un dispositif permanent. Cette analyse « boucle la boucle » puisqu'elle permet de vérifier la cohérence du dispositif mis en place par rapport à son objectif.

Nous présenterons cette analyse sous la forme d'un exemple, les aspects théoriques étant exposés dans le chapitre 5 et l'annexe A. Nous traiterons le cas du sapelli (*Entandrophragma cylindricum*) à M'Baïki en utilisant les données collectées entre 1982 et 1984 sur l'ensemble des dix parcelles du dispositif (Picard *et al.*, 2008b). Le dispositif de M'Baïki n'ayant pas été installé en fonction d'une précision d'estimation à atteindre pour le taux de reconstitution du stock de sapelli, nous n'avons pas d'idée *a priori* de la valeur de cette précision d'estimation.

4.4.1 Mise en forme des données

Après extraction de la base de données, les données sont mises en forme sous la forme d'un tableau comportant une ligne par arbre et deux colonnes qui donnent le diamètre de chaque arbre en 1982 et en 1984. Ce jeu de données est reproduit dans le tableau A.1 page 168. Le signe « † » indique un arbre mort tandis que la valeur 0 indique que l'arbre n'a pas encore été recruté. Le jeu de données comporte 277 observations, dont 10 morts et 4 recrutés. La distribution diamétrique du sapelli en 1982 est illustrée par la figure A.2 page 179. Cette distribution diamétrique a une forme en U avec beaucoup de petits et de gros arbres, et peu d'individus dans les classes intermédiaires. Le DME est égal au DMA et vaut 80 cm. La remontée de la distribution diamétrique ayant lieu pour des diamètres supérieurs à ce seuil (figure A.2), on s'attend à un taux de reconstitution du stock faible.

4.4.2 Paramètres de la dynamique

La dynamique du sapelli est décrite par un modèle matriciel de Usher. Le pas de temps du modèle est $\Delta t = 2$ ans. Les arbres sont répartis entre huit classes de diamètre qui sont celles représentées dans la figure A.2 : ce sont des classes de largeur constante, égale à 11.7 cm, excepté la dernière classe qui regroupe tous les arbres de plus de 91.7 cm de diamètre. Cette largeur des classes résulte de

TAB. 4.3 – *Vitesse de croissance en diamètre (\hat{a}_i), paramètre de la loi exponentielle tronquée s'ajustant à la distribution diamétrique ($\hat{\mu}_i$) et taux conditionnel de passage (\hat{p}_i^\bullet) pour chacune des classes de diamètre, pour le sapelli à M'Baïki entre 1982 et 1984. u_{i+1} = borne supérieure de la classe i .*

Classe i	u_{i+1} (cm)	\hat{a}_i (cm·an ⁻¹)	$\hat{\mu}_i$ (cm ⁻¹)	\hat{p}_i^\bullet (%)
1	21.3	0.16	0.1012	1.44
2	33.0	0.37	0.0064	6.00
3	44.8	0.56	0.1014	5.22
4	56.5	1.27	-0.6885	82.70
5	68.3	0.72	0.0391	9.99
6	80.0	0.42	-0.2046	17.53
7	91.7	0.22	0.0600	2.60

l'algorithme « iso-largeur » présenté page 171. Le modèle matriciel de Usher comporte neuf paramètres. Deux paramètres correspondent respectivement au taux de mortalité m , que l'on suppose identique dans chacune des classes de diamètre, et au taux moyen de fécondité f . Le taux de mortalité est estimé comme le ratio du nombre de morts (ici 10) sur le nombre d'arbres initialement vivants (ici 273), soit : $\hat{m} = 3.66\%$. Le taux moyen de fécondité est estimé comme le ratio du nombre de recrutés (ici 4) sur le nombre d'arbres initialement vivants (ici 273), soit : $\hat{f} = 1.47\%$.

Les sept paramètres restants sont les probabilités conditionnelles p_i^\bullet de passer de la classe i dans la classe $i + 1$ (pour $i = 1, \dots, 7$) sachant que l'arbre reste vivant. Nous utilisons pour estimer p_i^\bullet l'estimateur par accroissement défini par l'expression (A.15) page 176. Cet estimateur fait intervenir la vitesse de croissance en diamètre dans chaque classe et la fonction de répartition de la distribution diamétrique dans chaque classe, approchée par une loi exponentielle tronquée. Le tableau 4.3 donne, pour chaque classe de diamètre, la vitesse moyenne de croissance en diamètre, le paramètre de la loi exponentielle tronquée s'ajustant à la distribution diamétrique dans la classe, et l'estimation du taux de passage qui en résulte.

Au bout du compte, la matrice de Usher qui a pour expression :

$$\mathbf{U} = \begin{bmatrix} (1 - p_1^\bullet)(1 - m) + f & f & \dots & f \\ p_1^\bullet(1 - m) & \dots & & 0 \\ & \dots & (1 - p_7^\bullet)(1 - m) & \\ 0 & & p_7^\bullet(1 - m) & (1 - m) \end{bmatrix}$$

a pour estimation :

$$\hat{\mathbf{U}} = \begin{bmatrix} 0.9642 & 0.0147 & 0.0147 & 0.0147 & 0.0147 & 0.0147 & 0.0147 & 0.0147 \\ 0.0139 & 0.9056 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.0578 & 0.9130 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.0503 & 0.1666 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.7967 & 0.8671 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.0963 & 0.7945 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.1689 & 0.9383 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.0251 & 0.9634 \end{bmatrix}$$

Le DMA et le DME correspondant aux deux dernières classes du modèle matriciel, la relation entre le vecteur des effectifs par classe de diamètre au temps t juste avant une exploitation et le vecteur des effectifs au temps t^+ juste après exploitation est :

$$\mathbf{N}(t^+) = \mathbf{L}\mathbf{N}(t)$$

avec :

$$\mathbf{L} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Un cycle d'exploitation est défini par une exploitation au temps initial suivi de T pas de temps de dynamique naturelle définie par la matrice de Usher. La relation entre le vecteur des effectifs au temps initial (dénnoté $\mathbf{N}(0)$) et le vecteur des effectifs à l'issue du premier cycle d'exploitation (dénnoté $\mathbf{N}(T)$) est donc :

$$\mathbf{N}(T) = \mathbf{U}^T \mathbf{L} \mathbf{N}(0) = \mathbf{Y} \mathbf{N}(0) \quad (4.1)$$

en posant $\mathbf{Y} = \mathbf{U}^T \mathbf{L}$. Pour une durée de rotation de $T = 15$ pas de temps (soit 30 ans puisque le pas de temps équivaut à 2 ans), l'estimation de la matrice de transition \mathbf{Y} est :

$$\hat{\mathbf{Y}} = \begin{bmatrix} 0.59168 & 0.13197 & 0.13197 & 0.13197 & 0.13197 & 0.13197 & 0 & 0 \\ 0.08409 & 0.23611 & 0.01033 & 0.01033 & 0.01033 & 0.01033 & 0 & 0 \\ 0.03229 & 0.23169 & 0.25795 & 0.00246 & 0.00246 & 0.00246 & 0 & 0 \\ 0.00179 & 0.01439 & 0.01735 & 0.00012 & 0.00012 & 0.00012 & 0 & 0 \\ 0.00507 & 0.06726 & 0.15225 & 0.13422 & 0.11804 & 0.00024 & 0 & 0 \\ 0.00113 & 0.02133 & 0.07073 & 0.12429 & 0.11415 & 0.03177 & 0 & 0 \\ 0.00045 & 0.01295 & 0.06951 & 0.27207 & 0.28985 & 0.41453 & 0 & 0 \\ 0.00002 & 0.00082 & 0.00643 & 0.04105 & 0.04961 & 0.12509 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

En réitérant la relation (4.1), le vecteur des effectifs par classe de diamètre à l'issue de k cycles d'exploitation est :

$$\mathbf{N}(kT) = \mathbf{Y}^k \mathbf{N}(0)$$

4.4.3 Taux de reconstitution du stock

Le stock exploitable est défini comme le nombre cumulé de tiges dans les deux classes de diamètre. Initialement, en 1982, le vecteur des effectifs de sapelli par classe de diamètre à M'Baïki vaut (cf. figure A.2 p.179) :

$$\mathbf{N}(0) = [173, 20, 7, 1, 11, 7, 8, 46]'$$

pour 40 ha, ce qui correspond à un stock exploitable de 54 tiges pour 40 ha. À l'issue de la première rotation, le vecteur d'effectifs calculé à partir de (4.1) est estimé à :

$$\hat{\mathbf{N}}(T) = \hat{\mathbf{Y}} \mathbf{N}(0) = [108.4, 19.5, 12.1, 0.7, 4.7, 2.7, 7.2, 1.5]'$$

ce qui correspond à un stock exploitable de 8.7 tiges. Le taux de reconstitution du stock à l'issue de la première rotation est ainsi estimé à 16.1 %. On peut répéter le calcul pour estimer le taux de reconstitution du stock à l'issue de la seconde, de la troisième, etc., rotation. On peut montrer (cf. chapitre 5) qu'asymptotiquement, le taux de reconstitution du stock se comporte comme une suite géométrique de raison ρ égale à la valeur propre dominante de \mathbf{Y} . Dans le cas présent, cette valeur propre dominante est estimée à :

$$\hat{\rho} = 0.665$$

Le taux asymptotique de reconstitution du stock est ainsi estimé à 66 %. Cette valeur signifie qu'à chaque rotation, le stock exploitable est réduit de 44 % (et tend donc rapidement vers zéro). La valeur estimée de ρ est inférieure à un, mais il reste à vérifier avant d'en tirer toute conclusion que un ne fait pas partie de l'intervalle de confiance de $\hat{\rho}$. La valeur $\rho = 1$ signifierait que la valeur du stock exploitable se stabilise à long terme, mais ce calcul ne dit rien du niveau de stabilisation. On pourrait très bien avoir $\rho = 1$ et un stock exploitable qui se stabilise à long terme à un niveau très bas.

Dans tous les cas de figure, l'interprétation du taux asymptotique ρ doit être faite avec la plus grande prudence. Compte-tenu des multiples incertitudes qui pèsent sur les prédictions à long terme (surtout avec des modèles aussi simples que les modèles matriciels), la valeur de ρ ne doit pas être prise pour argent comptant de ce qui va se passer sur le long terme, mais plutôt comme un indicateur de ce qui se passerait si tous les paramètres actuels étaient maintenus constants. Tenons compte à présent de la variabilité d'échantillonnage pour estimer les propriétés statistiques de l'estimateur du taux de reconstitution du stock.

4.4.4 Variabilité d'échantillonnage

Une procédure bootstrap est utilisée pour quantifier la variabilité d'échantillonnage. La procédure est la suivante (Efron & Tibshirani, 1993) : un échantillon bootstrap est construit à partir du jeu de données du tableau A.1 en tirant au hasard avec remise $n = 277$ observations dans le jeu de données. Les calculs réalisés dans les paragraphes 4.4.2 et 4.4.3 sont alors refaits à l'identique, en remplaçant simplement le jeu de données du tableau A.1 par l'échantillon bootstrap. On obtient ainsi une réplique bootstrap du taux de reconstitution du stock. Cette procédure est répétée B fois, ce qui donne B répliques bootstrap du taux de reconstitution du stock. Toutes les caractéristiques statistiques de l'estimateur \hat{X} du taux de reconstitution du stock sont alors calculées à partir de cet ensemble de B répliques bootstrap : l'espérance de \hat{X} est estimée comme la moyenne empirique des B répliques bootstrap, l'écart-type de \hat{X} est estimé comme l'écart-type empirique des B répliques bootstrap, etc. Cette méthode

TAB. 4.4 – Moyenne, écart-type (σ), intervalle de confiance (I.C.) et précision d'estimation aux niveaux $\alpha = 0.8, 0.9$ et 0.95 du taux de reconstitution du stock de sapelli à l'issue de la première rotation à M'Baïki.

moyenne (%)	σ (%)	α	I.C.		ε (%)
			inf (%)	sup (%)	
17.3	5.9	0.8	10.6	24.9	41.2
		0.9	9.1	27.6	53.4
		0.95	7.5	30.0	64.7

peut être appliquée en fait à n'importe quelle prédiction du modèle matriciel. On se reportera à l'annexe A pour plus de détails.

Évolution temporelle

La figure 4.3 montre l'évolution temporelle du stock exploitable de sapelli telle que prédite par le modèle matriciel pendant cinq cycles d'exploitation. On y voit la faiblesse du taux de reconstitution du stock et le début de décroissance selon une suite géométrique du maximum du stock exploitable. Des résultats semblables ont été obtenus pour le sapelli par Karsenty & Gourlet-Fleury (2006), et pour d'autres espèces par Gourlet-Fleury *et al.* (2005). En revanche Picard *et al.* (2008b) ont obtenu des résultats apparemment contradictoires, toujours pour le sapelli. Dans cette dernière étude en effet, le stock exploitable croît asymptotiquement de façon géométrique. Nous donnons ci-dessous une explication de cette contradiction qui n'est qu'apparente.

Taux de reconstitution du stock à l'issue d'une rotation

Le tableau 4.4 donne la moyenne, l'écart-type, l'intervalle de confiance au seuil α et la précision d'estimation au seuil α du taux de reconstitution du stock de sapelli à l'issue de la première rotation. Les intervalles de confiance sont relativement larges et la précision d'estimation faible, ce qui pondère la valeur estimée du taux de reconstitution du stock.

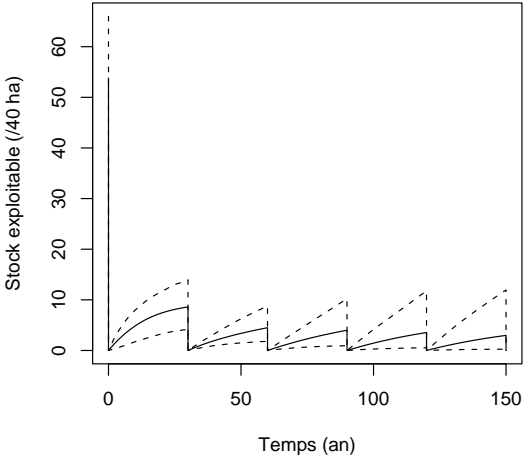


FIG. 4.3 – Évolution temporelle du stock exploitable de sapelli pendant cinq cycles d’exploitation : en ligne continue, la moyenne ; en lignes pointillées, les quantiles aux niveaux 2.5 % et 97.5 %. La variabilité est estimée par la méthode bootstrap à l’aide de $B = 1000$ répliques. La borne inférieure de l’intervalle de confiance reste légèrement au-dessus de zéro.

Taux asymptotique de reconstitution du stock

Le tableau 4.5 donne la moyenne, l’écart-type, l’intervalle de confiance au seuil α et la précision d’estimation au seuil α du taux asymptotique de reconstitution du stock de sapelli. À nouveau les intervalles de confiance sont relativement larges et la précision d’estimation faible. La valeur estimée de ρ semble indiquer que l’exploitation n’est pas durable sur le long terme puisque $\hat{\rho} < 1$. Cependant, l’intervalle de confiance à 95 % de $\hat{\rho}$ n’exclut pas la valeur un : en excluant les événements qui ont moins de 5 chances sur 100 de se produire, il peut arriver que l’exploitation soit durable sur le long terme. En prenant un risque plus élevé (10 ou 20 %), on peut conclure que l’exploitation n’est pas durable sur le long terme.

Dans leur étude sur le sapelli, Picard *et al.* (2008b) ont calculé une valeur de ρ qui est supérieure à un en moyenne, mais avec un intervalle de confiance qui inclut la valeur de un. La contradiction

TAB. 4.5 – Moyenne, écart-type (σ), intervalle de confiance (I.C.) et précision d'estimation aux niveaux $\alpha = 0.8, 0.9$ et 0.95 du taux asymptotique de reconstitution du stock de sapelli à M'Baïki.

moyenne (%)	σ (%)	α	I.C.		ε (%)
			inf (%)	sup (%)	
54.6	20.4	0.8	31.4	82.0	46.4
		0.9	26.7	93.1	60.9
		0.95	23.4	103.1	73.0

entre les résultats montrés ici et l'étude de Picard *et al.* (2008b) n'est donc qu'apparente : en réalité les valeurs de ρ calculées dans les deux études sont cohérentes si on tient compte de l'incertitude autour de leur estimation. Cela souligne, si besoin en était, la nécessité d'accompagner chaque estimation du taux de reconstitution du stock de son intervalle de confiance. La précision d'estimation de ρ est ici très faible et il faudrait beaucoup d'observations pour pouvoir trancher entre les deux alternatives (ρ plus petit ou plus grand que un).

5

Application

Ce chapitre vise à mettre en application les principes énoncés dans le chapitre 2 (et en utilisant l'arsenal technique exposé dans l'annexe A) afin de proposer ce qui pourrait être un dispositif permanent « idéal » satisfaisant les exigences scientifiques en termes de précision d'estimation. Pour ce faire, nous utiliserons comme référence les données issues du dispositif permanent de M'Baïki en République Centrafricaine (Bedel *et al.*, 1998).

5.1 Site d'études et espèces prioritaires

Le dispositif de M'Baïki (n° 67 dans le tableau 1.1) se compose de 10 parcelles de 4 ha chacune (figure 5.1). Il a été mis en place en 1981, la première campagne de mesure réalisée en 1982, et les traitements sylvicoles réalisés en 1984–85 (Bedel *et al.*, 1998).

Vingt espèces sur le site de M'Baïki ont été classées comme espèces prioritaires. La liste de ces vingt espèces est donnée dans le tableau 5.1. Un pas de temps de 4 ans a été utilisé pour les analyses. Nous avons utilisé en l'occurrence les données du dispositif de 1998 à 2002, de manière à se situer suffisamment loin dans le temps des traitements

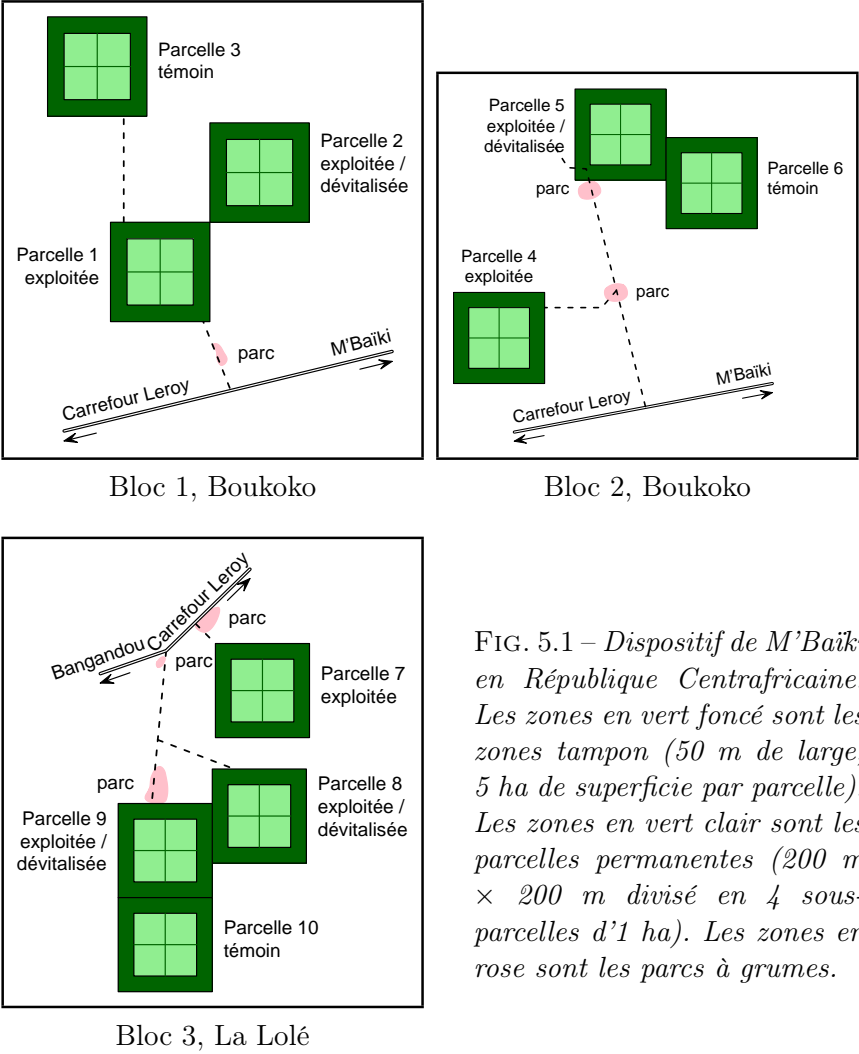


FIG. 5.1 – *Dispositif de M'Baiki en République Centrafricaine. Les zones en vert foncé sont les zones tampon (50 m de large, 5 ha de superficie par parcelle). Les zones en vert clair sont les parcelles permanentes (200 m \times 200 m divisé en 4 sous-parcelles d'1 ha). Les zones en rose sont les parcs à grumes.*

sylvicoles. Les données brutes entre 1998 et 2002 ont été lissées, individu par individu, par régression linéaire ; le diamètre considéré en 2002 est ainsi :

$$\hat{D}_{2002} = D_{1998} + 4\hat{a}$$

où \hat{a} est la pente de la régression linéaire (A.29). Un effectif minimum a été requis pour réaliser les analyses. Nous avons requis en l'occurrence un minimum de 10 individus en moyenne par classe de diamètre, c'est-à-dire, en tenant compte de la relation (A.13) entre le nombre de classes et le nombre n d'observations :

$$\frac{n}{\lfloor \log_2(n) \rfloor} \geq 10$$

ce qui implique un minimum de 50 observations. Cinq espèces prioritaires ont été écartées des analyses parce qu'ayant un nombre total d'observations inférieur à 50 (cf. cellules encadrées dans la colonne n_{98} du tableau 5.1).

Le DMA sur le site expérimental de M'Baïki est de 80 cm pour toutes les espèces. Quatre des espèces prioritaires ont donc été également écartées des analyses parce qu'ayant un diamètre maximal en 1998 inférieur à 80 cm, de sorte que leur taux de reconstitution du stock ne peut pas être estimé (cf. cellules encadrées dans la colonne D_{\max} du tableau 5.1). Au final, 11 espèces sur les 20 prioritaires ont été retenues pour faire les analyses.

La durée de rotation a été prise égale à $T = 6$ pas de temps (soit 24 ans). Les bornes des classes de diamètre ont été déterminées de manière à avoir des effectifs par classe constants.

5.2 Dispositif de type parcelle permanente

Le tableau 5.2 donne la taille d'échantillon requise et la superficie totale à mettre en parcelle permanente pour atteindre une précision d'estimation du taux de reconstitution du stock de $\varepsilon = 10, 20$ ou 30% au seuil $\alpha = 0.2, 0.1$ ou 0.05 , pour les 11 espèces prioritaires retenues pour les analyses. Que ce soit en terme de taille d'échantillon ou que ce soit en terme de superficie à mettre en parcelle permanente, pour tout α et pour tout ε , l'espèce avec les valeurs les plus élevées est le longhi monzounzé. C'est donc le longhi monzounzé, espèce la plus

TAB. 5.1 – Liste des espèces prioritaires sur le dispositif expérimental de M’Baïki. n_{98} désigne le nombre total d’observations de l’espèce dans le dispositif (40 ha) en 1998. D_{\max} désigne le diamètre maximal des arbres présents en 1998. La nomenclature se réfère à Lebrun & Stork (1991 à 1997).

Nom pilote ATIBT	Nom latin	Famille	n_{98}	D_{\max}
Limba (fraké)	<i>Terminalia superba</i>	Combretaceæ	230	128
Sapelli	<i>Entandrophragma cylindricum</i>	Meliaceæ	229	185
Tiama	<i>Entandrophragma angolense</i>	Meliaceæ	174	87
Aningre (mboulou)	<i>Aningeria altissima</i>	Sapotaceæ	168	100
Ayous	<i>Triplochiton scleroxylon</i>	Sterculiaceæ	147	159
Padouk rouge	<i>Pterocarpus soyauxii</i>	Papilionaceæ	143	90
Acajou	<i>Khaya anthotheca</i>	Meliaceæ	138	109
Longhi (monzounzé)	<i>Chrysophyllum africanum</i>	Sapotaceæ	124	103
Kosipo	<i>Entandrophragma candollei</i>	Meliaceæ	95	122
Tali	<i>Erythrophleum suaveolens</i>	Caesalpiniaceæ	73	130
Dibétou	<i>Lovoa trichilioïdes</i>	Meliaceæ	52	107
Iroko	<i>Milicia excelsa</i>	Moraceæ	45	122
Doussié	<i>Afzelia bipindensis</i>	Caesalpiniaceæ	26	67
Fuma (fromager)	<i>Ceiba pentandra</i>	Bombacaceæ	25	145
Bossé clair	<i>Guarea cedrata</i>	Meliaceæ	13	41
Sipo	<i>Entandrophragma utile</i>	Meliaceæ	8	222
Niové	<i>Staudtia kamerunensis</i>	Myristicaceæ	1527	69
Ebène	<i>Diospyros crassiflora</i>	Ebenaceæ	173	72
Longhi (mbaléké)	<i>Chrysophyllum boukokoensis</i>	Sapotaceæ	100	65
Longhi (mobambou)	<i>Chrysophyllum lacourtianum</i>	Sapotaceæ	64	66

contrainte bien que pas la moins abondante, qui détermine la taille du dispositif. Cette taille est relativement élevée : de 67 ha pour une précision de 30 % au seuil 0.8 à 1 358 ha pour une précision de 10 % au seuil 0.95.

L'effort de mesure nécessaire pour suivre de telles surfaces en plein est rédhibitoire. Les surfaces à suivre sont élevées car la densité des espèces n'est pas très élevée. Dans la mesure où il n'est pas nécessaire de suivre tout le peuplement si l'on ne s'intéresse qu'à une vingtaine d'espèces prioritaires, il semble plus réaliste de concentrer l'effort de mesure sur ces espèces prioritaires. En d'autres termes, un dispositif de type sentier semble préférable à un dispositif type parcelle permanente.

5.3 Dispositif de type sentier

Le tableau 5.3 donne le nombre d'arbres à suivre le long de sentiers pour atteindre une précision d'estimation du taux de reconstitution du stock de $\varepsilon = 10, 20$ ou 30% au seuil $\alpha = 0.2, 0.1$ ou 0.05 , pour les 11 espèces prioritaires retenues pour les analyses. La taille du sentier est déterminée espèce par espèce. On pourra noter néanmoins que c'est à présent l'acajou qui requiert les plus forts effectifs, pour tout ε et tout α . Pour certaines espèces (limba, sapelli, tiama, kosisipo, aningre, ayous, dibétou, padouk rouge), la taille d'échantillon requise pour un sentier est inférieure à celle requise pour une parcelle permanente, pour tout ε et tout α . Pour d'autres (acajou, tali), la taille d'échantillon requise pour un sentier est au contraire supérieure à celle requise pour une parcelle permanente, pour tout ε et tout α . Pour le longhi monzounzé, cela dépend des valeurs de ε et α . Il ne faut pas oublier que dans un dispositif de type purement sentier, le recrutement n'est pas estimable, de sorte que le taux de fécondité moyen est mis à zéro. Cela a deux effets antagonistes sur la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock :

- d'une part, $f = 0$ conduit à une sous-estimation du taux de reconstitution du stock X ; comme X se trouve au dénominateur de ε , toute diminution de X entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de la précision d'estimation ;

TAB. 5.2 – *Taille d'échantillon requise et, entre parenthèses, superficie totale à mettre en parcelle permanente, pour atteindre une précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné, pour les 11 espèces prioritaires analysées à M'Baiki.*

α	Précision			Précision		
	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %
	(a) limba ($\lambda = 4.575 \text{ ha}^{-1}$)			(g) acajou ($\lambda = 3.125 \text{ ha}^{-1}$)		
0.8	1164 (254)	291 (64)	129 (28)	1085 (347)	271 (87)	121 (39)
0.9	1934 (423)	484 (106)	215 (47)	1754 (561)	438 (140)	195 (62)
0.95	2879 (629)	720 (157)	320 (70)	2518 (806)	630 (201)	280 (90)
	(b) sapelli ($\lambda = 5.625 \text{ ha}^{-1}$)			(h) longhi* ($\lambda = 2.875 \text{ ha}^{-1}$)		
0.8	611 (109)	153 (27)	68 (12)	1731 (602)	433 (151)	192 (67)
0.9	1012 (180)	253 (45)	112 (20)	2777 (966)	694 (241)	309 (107)
0.95	1454 (258)	363 (65)	162 (29)	3905 (1358)	976 (340)	434 (151)
	(c) tiama ($\lambda = 3.975 \text{ ha}^{-1}$)			(i) kosipo ($\lambda = 2.3 \text{ ha}^{-1}$)		
0.8	864 (217)	216 (54)	96 (24)	1170 (509)	292 (127)	130 (57)
0.9	1431 (360)	358 (90)	159 (40)	1935 (841)	484 (210)	215 (93)
0.95	2042 (514)	511 (128)	227 (57)	2802 (1218)	700 (305)	311 (135)
	(d) aningre ($\lambda = 3.95 \text{ ha}^{-1}$)			(j) tali ($\lambda = 1.825 \text{ ha}^{-1}$)		
0.8	1522 (385)	380 (96)	169 (43)	447 (245)	112 (61)	50 (27)
0.9	2463 (624)	616 (156)	274 (69)	721 (395)	180 (99)	80 (44)
0.95	3554 (900)	889 (225)	395 (100)	989 (542)	247 (135)	110 (60)
	(e) ayous ($\lambda = 3.2 \text{ ha}^{-1}$)			(k) dibétou ($\lambda = 1.3 \text{ ha}^{-1}$)		
0.8	655 (205)	164 (51)	73 (23)	648 (498)	162 (125)	72 (55)
0.9	1071 (335)	268 (84)	119 (37)	1098 (845)	274 (211)	122 (94)
0.95	1527 (477)	382 (119)	170 (53)	1522 (1171)	380 (293)	169 (130)
	(f) padouk ($\lambda = 3.35 \text{ ha}^{-1}$)					
0.8	1185 (354)	296 (88)	132 (39)			
0.9	1952 (583)	488 (146)	217 (65)			
0.95	2835 (846)	709 (212)	315 (94)			

* *Chrysophyllum africanum*

- d'autre part, en ayant systématiquement $f = 0$, on élimine la variabilité d'estimation de f (c'est-à-dire $\text{Var}(\hat{f}) = 0$) donc, toutes choses égales par ailleurs, on augmente la précision d'estimation de X .

En tablant sur $n^* = 200$ arbres à suivre le long de sentiers, on reste dans une fourchette de précision allant de 10 à 30 % pour un seuil compris entre 0.8 et 0.95, pour toutes les espèces à l'exception de l'acajou. Le tableau 5.4 indique le nombre minimum de re-mesures à réaliser pour atteindre une précision d'estimation donnée à un seuil donné si l'on suit $n^* = 200$ arbres de chaque espèce le long de sentiers. Pour toutes les espèces à l'exception de l'acajou, on peut atteindre une précision d'estimation de 20 % au seuil de 0.95 si le suivi se poursuit pendant au moins une durée de rotation. Pour atteindre une précision d'estimation de 10 %, une durée de suivi plus longue peut être requise selon les espèces et selon le seuil α fixé.

TAB. 5.3 – *Nombre d'arbres à suivre le long d'un sentier pour atteindre une précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné, pour les 11 espèces prioritaires analysées à M'Baïki.*

α	Précision			Précision			Précision		
	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %
	(a) limba			(e) ayous			(i) kosipo		
0.8	683	171	76	646	161	72	809	202	90
0.9	1108	277	123	1032	258	115	1333	333	148
0.95	1526	381	170	1460	365	162	1944	486	216
	(b) sapelli			(f) padouk rouge			(j) tali		
0.8	504	126	56	832	208	92	637	159	71
0.9	840	210	93	1351	338	150	1063	266	118
0.95	1174	293	130	1914	479	213	1504	376	167
	(c) tiama			(g) acajou			(k) dibétou		
0.8	592	148	66	2218	554	246	439	110	49
0.9	973	243	108	3645	911	405	721	180	80
0.95	1392	348	155	5317	1329	591	1024	256	114
	(d) aningre			(h) longhi*					
0.8	917	229	102	1724	431	192			
0.9	1551	388	172	2881	720	320			
0.95	2218	555	246	4078	1020	453			

* *Chrysophyllum africanum*

TAB. 5.4 – *Nombre minimum de re-mesures à réaliser pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné si l’on suit $n^* = 200$ arbres de chaque espèce le long de sentiers. Les cellules grisées indiquent les situations où le nombre de re-mesures à réaliser dépasse la durée de rotation (ici $T = 6$ pas de temps).*

α	Précision			Précision			Précision		
	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %
	(a) limba			(e) ayous			(i) kosipo		
0.8	4	1	1	4	1	1	5	2	1
0.9	6	2	1	6	2	1	7	2	1
0.95	8	2	1	8	2	1	10	3	2
	(b) sapelli			(f) padouk rouge			(j) tali		
0.8	3	1	1	5	2	1	4	1	1
0.9	5	2	1	7	2	1	6	2	1
0.95	6	2	1	10	3	2	8	2	1
	(c) tiama			(g) acajou			(k) dibétou		
0.8	3	1	1	12	3	2	3	1	1
0.9	5	2	1	19	5	3	4	1	1
0.95	7	2	1	27	7	3	6	2	1
	(d) aningre			(h) longhi*					
0.8	5	2	1	9	3	1			
0.9	8	2	1	15	4	2			
0.95	12	3	2	21	6	3			

* *Chrysophyllum africanum*

Le dispositif de type sentier ne permet pas d’estimer le recrutement, ce qui limite au court terme les prédictions que l’on peut faire à partir de données issues de sentiers. Comme on l’a vu dans le chapitre précédent, le taux de reconstitution du stock à l’issue d’une rotation est peu sensible au taux de recrutement dans la mesure où les arbres recrutés n’ont pas encore eu le temps d’atteindre le stock exploitable. Il en résulte que la précision d’estimation de X obtenue à l’aide d’un dispositif hybride combinant sentier et parcelle permanente ne dépend pratiquement pas de la surface mise en parcelle permanente (cf. figure A.7). Pour voir l’influence du recrutement, donc de la surface mise en parcelle permanente dans un dispositif hybride, il faut s’intéresser à

des prédictions à plus long terme. Dans la section qui suit, nous nous intéressons au taux de reconstitution du stock à l'issue de k rotations.

5.4 Dispositif hybride

Pour raisonner la taille d'un dispositif hybride, nous nous appuyons sur le taux asymptotique de reconstitution du stock ρ défini par l'équation (A.11) (page 165). La raison en est que ρ est une prédiction à long terme du modèle d'Usher et dépend du taux de fécondité moyen. On verra alors l'intérêt d'estimer \hat{f} avec une précision correcte. Tout le raisonnement statistique ayant servi à planifier la taille du dispositif permanent est transposé en utilisant ρ comme caractéristique objectif à prédire, plutôt que le taux de reconstitution du stock X à l'issue d'une rotation. Le raisonnement est en fait exactement le même : les algorithmes bootstrap sont les mêmes ; il suffit simplement de remplacer X par ρ .

Un dispositif hybride se compose de parcelles permanentes et de sentiers. Sa taille est définie par la superficie totale A mise en parcelle permanente et par le nombre n^* d'arbres suivis le long des sentiers. Regardons à présent la précision d'estimation du taux asymptotique de reconstitution du stock ρ obtenue en fonction de A et n^* .

Cas du sapelli

La figure 5.2 montre la précision d'estimation de ρ en fonction de A et n^* pour le sapelli. Cette figure est à comparer à la figure A.7 (p.205). On remarque tout d'abord que la superficie A a à présent une forte influence sur la précision d'estimation de ρ . Dans la mesure où ρ dépend du taux de fécondité moyen f , une augmentation de A , en améliorant la précision d'estimation de f , améliore du coup la précision d'estimation de ρ . Dans une certaine mesure, une augmentation de A peut compenser une diminution de n^* et vice versa. Il existe toutefois des seuils en-deçà desquels la compensation n'a plus lieu. Par exemple la précision d'estimation de ρ au seuil $\alpha = 0.9$ ne peut pas dépasser 20 % si $n^* < 50$ et ce quelle que soit la valeur de A (figure 5.2b). Réciproquement, la précision d'estimation de ρ au seuil

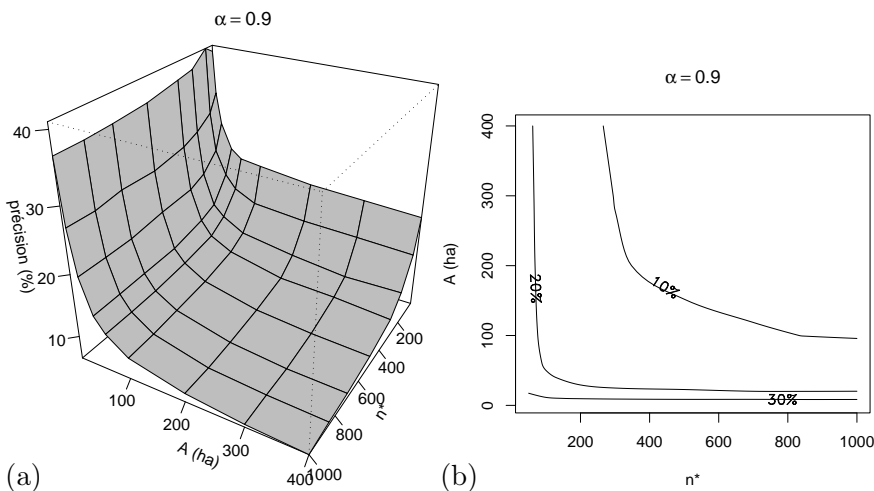


FIG. 5.2 – Précision d'estimation du taux asymptotique de reconstitution du stock ρ au seuil $\alpha = 0.9$ pour le sapelli, en fonction de la superficie totale A mise en parcelle permanente et du nombre n^* d'arbres suivis dans un dispositif permanent : (a) vue en perspective ; (b) courbes de niveau correspondant aux précisions 10, 20 et 30 %.

$\alpha = 0.9$ ne peut pas dépasser 20 % si $A < 18$ ha et ce quelle que soit la valeur de n^* (figure 5.2b).

Le même type de relation a été obtenu pour les 10 autres espèces prioritaires analysées à M'Baïki, à l'exception du tali et du dibétou. Pour ces deux espèces, aucun recruté n'a été observé entre 1998 et 2002, de sorte que le taux de fécondité moyen f est estimé à zéro quelle que soit la valeur de A . Par conséquent, pour ces deux espèces, la précision d'estimation de ρ ne dépend pas de A .

Précision en fonction de A pour $n^* = 200$ fixé

Le tableau 5.5 donne la superficie A à mettre en parcelle permanente pour estimer le taux asymptotique de reconstitution du stock ρ avec une précision ε donnée à un seuil α donné, dans un dispositif hybride où le nombre d'arbres suivis sur les sentiers est fixé à $n^* = 200$ individus pour chaque espèce. Dans certains cas (par exemple $\varepsilon = 10\%$ au niveau $\alpha = 0.9$ pour le limba), l'effectif $n^* = 200$

est de toute façon insuffisant pour atteindre la précision voulue, quelle que soit la valeur de A . L'espèce qui requiert les plus fortes superficies est à nouveau l'acajou, suivi du longhi monzounzé. Les cas du tali et du dibétou sont un peu particuliers dans la mesure où la précision d'estimation de leur ρ ne dépend pas de A . Donc, pour ces deux espèces, soit l'effectif $n^* = 200$ arbres suffit pour atteindre la précision voulue, auquel cas une superficie $A = 0$ suffit ; soit l'effectif est insuffisant pour atteindre la précision voulue, auquel cas aucune valeur de A ne peut compenser cette insuffisance.

En comptant sur les re-mesures successives pour augmenter l'effectif, on peut estimer à partir du tableau 5.5 qu'un suivi de parcelles permanentes pour une superficie totale de l'ordre de 20 ha suffit pour atteindre une précision de l'ordre de 30 % au seuil $\alpha = 0.95$.

TAB. 5.5 – *Superficie A à mettre en parcelle permanente pour estimer le taux asymptotique de reconstitution du stock ρ avec une précision ε donnée à un seuil α donné, dans un dispositif hybride où le nombre d’arbres suivis sur les sentiers est $n^* = 200$ individus pour chaque espèce.*

α	Précision			Précision			Précision		
	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %	10 %	20 %	30 %
	(a) limba			(e) ayous			(i) kosipo		
0.8	559	58	24	—	103	34	278	24	10
0.9	—	112	41	—	267	67	—	50	17
0.95	—	192	60	—	693	121	—	88	29
	(b) sapelli			(f) padouk rouge			(j) tali		
0.8	147	14	4	361	40	16	—	0	0
0.9	—	27	9	—	73	28	—	0	0
0.95	—	44	14	—	126	42	—	—	0
	(c) tiama			(g) acajou			(k) dibétou		
0.8	126	27	13	—	—	102	0	0	0
0.9	214	48	20	—	—	365	0	0	0
0.95	308	69	29	—	—	—	0	0	0
	(d) aningre			(h) longhi*					
0.8	112	26	12	—	—	42			
0.9	188	43	19	—	—	221			
0.95	300	62	28	—	—	—			

* *Chrysophyllum africanum*

Conclusion

Les dispositifs permanents doivent permettre d'affiner la connaissance des paramètres de la dynamique forestière utilisés dans les plans d'aménagement des forêts d'Afrique centrale. Cet objectif appliqué a été pris comme point de référence pour calculer la taille des dispositifs à mettre en place. Il n'en reste pas moins que ces dispositifs permanents pourront être utilisés à bien d'autres fins : étude de la biodiversité, de la production de produits ligneux et non ligneux, du stockage de carbone, étude écologique du fonctionnement des communautés végétales (et animales), de la régénération, etc. L'expérience montre que l'accumulation d'études en un site a un pouvoir attracteur pour des études supplémentaires et que des dispositifs, initialement mis en place dans un objectif bien précis, sont devenus des référentiels pour l'approfondissement de questions diverses.

La valeur des dispositifs permanents sera d'autant plus grande qu'ils seront organisés en réseau couvrant des conditions environnementales variées et que leur suivi temporel sera long. À ce prix pourra-t-on démêler, dans la dynamique forestière, ce qui relève du potentiel propre des espèces, du milieu (sol et climat en premier lieu) et des perturbations (dont l'exploitation forestière). L'organisation des dispositifs en un réseau suppose qu'une base méthodologique commune soit appliquée partout. Il nous paraît donc important que l'uniformité des protocoles adoptés pour la mise en place des dispositifs permanents soit favorisée, aux échelles nationales mais également à l'échelle régionale. Les directives d'aménagement sont un outil qui peut permettre de favoriser une telle harmonisation à l'échelle nationale. L'alignement des différentes normes nationales à un niveau régional entre dans le champ d'action d'instances internationales telles que la COMIFAC.

En comparaison des manuels (en anglais) existant pour la mise en place de dispositifs permanents (Alder & Synnott, 1992 ; Dallmeier,

1992 ; Sheil, 1995a), le présent manuel (en français) s'est attaché (*i*) à faire part de l'expérience de plus de 25 ans du CIRAD pour la mise en place de dispositifs permanents, s'appuyant sur des dispositifs expérimentaux forestiers installés dans tout le monde tropical, et (*ii*) à proposer une méthode statistique rigoureuse pour calculer la taille des dispositifs à mettre en place. De ce second point de vue, on aura relevé que la taille des dispositifs à mettre en place est bien supérieure à celle souvent considérée pour des dispositifs permanents (de l'ordre d'un hectare). Tout en relativisant ce résultat qui est lié à un objectif bien précis (l'estimation du taux de reconstitution du stock des arbres exploitables), on peut proposer les pistes suivantes pour optimiser l'effort de mise en place de dispositifs permanents :

Faire évoluer le type de dispositifs permanents : il y a 15 ans un dispositif permanent était automatiquement une parcelle permanente. Aujourd'hui les sentiers permettent de focaliser l'effort de mesure sur les espèces d'intérêt : on y gagne en précision pour ces espèces mais on y perd en connaissance de la dynamique du peuplement dans son ensemble. Les dispositifs hybrides mêlant parcelles permanentes et sentiers sont un compromis entre les deux, avec un équilibre à trouver entre les deux composantes.

Raisonnement la mise en place des dispositifs permanents en tenant compte de leur durée de vie. Le raisonnement actuel est essentiellement basé sur un seul pas de temps, c'est-à-dire deux campagnes de mesure. La prise en compte de l'ensemble des campagnes planifiées permet en principe de réduire la taille du dispositif, mais requiert une description de la variabilité temporelle (à la fois tendance non-stationnaire sur le long terme et fluctuations aléatoires à court terme).

Regrouper les espèces : s'il peut être prouvé que deux espèces sont proches d'un point de vue fonctionnel, les données relatives à ces deux espèces peuvent être regroupées, d'où un gain de précision pour ces deux espèces. Rechercher les équivalents fonctionnels d'une espèce rare est une façon élégante d'optimiser l'effort de mesure pour cette espèce. Si dans le principe les choses paraissent relativement simples,

dans la pratique il en est tout autrement : la définition de groupes fonctionnels d'espèces est une question ancienne en écologie qui est très loin d'avoir reçue une réponse satisfaisante.

Améliorer les modèles de dynamique forestière, et plus généralement les analyses de données réalisées à partir des observations faites sur les dispositifs permanents. Dans le cas des modèles matriciels, cela passe par une efficacité accrue des estimateurs des taux de transition et, surtout, par une optimisation des bornes des classes de diamètre.

Ces quatre pistes soutiennent la conclusion suivante : le protocole pour la mise en place de dispositifs permanents décrit dans ce manuel n'est qu'une étape intermédiaire fondée sur l'état actuel des connaissances. Mais il faut dès à présent réfléchir aux dispositifs de nouvelle génération.

La taille que nous recommandons pour les dispositifs permanents fait que l'investissement correspondant est loin d'être négligeable. Il nous semble indiscutable qu'il vaut mieux investir une bonne fois dans un dispositif de taille suffisante, qui apportera de l'information utilisable, plutôt qu'investir à de multiples reprises dans des dispositifs de petite taille, dont on ne pourra rien tirer. La seconde option correspond à un investissement à perte. La question derrière est donc celle de la mutualisation des forces. Elle est d'autant plus urgente à traiter que l'on a affaire, en une zone donnée, à de multiples concessions de petite taille. La mise en place des dispositifs permanents devrait reposer au départ sur une stratification des forêts et devrait être raisonnée selon les types de végétation identifiés. La mise en place d'un réseau de parcelles permanentes devrait donc idéalement être raisonnée indépendamment des découpages administratifs des forêts, et en particulier des limites des concessions. En pratique, il ne peut pas en être strictement ainsi et des compromis devront être trouvés entre la représentativité des sites et les possibilités d'accueil de ces sites au sein des concessions.

Plus généralement, le maintien des dispositifs sur le long terme soulève des questions qui n'ont pas été traitées dans ce manuel, consacré aux aspects techniques : mode de financement du suivi et de l'en-

tretien des dispositifs sur le long terme, formation d'un personnel apte à prendre en charge les dispositifs, etc.

A

Théorie

Dans cette annexe, nous mettons en place la théorie sur laquelle repose la planification des dispositifs permanents. Cette annexe est d'un accès difficile pour le lecteur non versé dans les statistiques et la modélisation de la dynamique forestière. Il nous semble cependant essentiel d'exposer cette théorie, d'une part afin qu'il n'y ait pas d'ambiguïté sur l'origine des résultats présentés dans les chapitres précédents et, d'autre part, pour que celui qui souhaite reprendre le fil du raisonnement pour adapter la planification d'un dispositif à son propre contexte ait tous les éléments à disposition.

A.1 Bases statistiques du raisonnement

Dans un premier temps, nous présentons le raisonnement sous-jacent à la planification d'un dispositif permanent en supposant qu'on s'intéresse à *une seule* espèce. Le paragraphe A.7 étendra le raisonnement au cas de plusieurs espèces, ce qui est bien sûr la règle pour des forêts à forte richesse spécifique comme les forêts tropicales humides.

Le principe du raisonnement statistique s'inspire de celui utilisé pour planifier un inventaire forestier. L'encadré A.1 rappelle les prin-

cipes de la planification des inventaires. Comme pour un inventaire, il faut d'abord se fixer une grandeur objectif que l'on cherche à estimer. Les dispositifs permanents pouvant potentiellement servir à beaucoup de choses, la question est loin d'être triviale. Nous éludons pour le moment cette question, qui sera traitée dans le paragraphe suivant, et supposons que les données collectées sur les dispositifs permanents vont servir à estimer une certaine grandeur X relative à l'espèce focale. Dans le cas des dispositifs permanents, l'unité statistique est l'arbre. Il s'agit là d'une différence fondamentale avec les inventaires, où l'unité statistique est la placette d'inventaire. Ces arbres se répartissent entre un certain nombre de répétitions d'un dispositif de base. Le dispositif permanent est formé par la réunion de ces dispositifs de base.

Les variables qui interviennent dans le problème de planification d'un dispositif permanent sont au nombre de quatre :

1. le nombre p de répétitions du dispositif de base ;
2. la taille unitaire S d'un dispositif de base ;
3. la taille d'échantillon, n , qui représente le nombre total d'arbres de l'espèce focale mesurés et qui se décompose en n_i arbres dans chaque répétition du dispositif de base ($n_1 + n_2 + \dots + n_p = n$) ;
4. le coefficient de variation CV de la grandeur objectif mesurée dans un dispositif de base.

Comme dans l'inventaire forestier, il y a deux paramètres qui sont la précision d'estimation ε au niveau α de la grandeur objectif X , et le coût c de mise en place et de suivi du dispositif permanent formé par l'ensemble des p répétitions du dispositif de base.

Plusieurs équations, liant ces variables, interviennent dans le problème de planification du dispositif permanent. Nous ferons un certain nombre d'approximations, soit parce qu'elles sont valables, soit parce que l'état actuel des connaissances ne permet pas de faire autrement, afin de simplifier le problème. Tout d'abord, la précision d'estimation ε de X est fonction du nombre n_i d'arbres dans chaque répétition du dispositif de base et du CV de X dans un dispositif de base. La variabilité de X entre les différentes répétitions du dispositif de base correspond à des différences historiques ou de traitement, ou à une variabilité environnementale engendrée par une hétérogénéité spatiale du sol, de la topographie ou de tout autre facteur susceptible d'in-

Pour planifier un inventaire par échantillonnage aléatoire simple, il faut en premier lieu se fixer (i) la grandeur objectif que l'on cherche à estimer (par exemple le nombre de tiges d'une essence donnée) et (ii) la nature de l'unité statistique d'échantillonnage (par exemple des placettes de forme rectangulaire). La planification de l'inventaire se ramène alors à un problème faisant intervenir trois variables — à savoir la surface unitaire S des unités statistiques d'échantillonnage, le coefficient de variation CV de la grandeur objectif mesurée sur l'unité d'échantillonnage, et l'effectif n d'unités d'échantillonnage — et deux paramètres — à savoir la précision d'estimation ε (à un seuil α donné) de la grandeur objectif et le coût c (ou effort) d'inventaire — (Zeide, 1980 ; Gambill *et al.*, 1985).

Trois équations interviennent dans le problème de planification : (i) une équation reliant la précision d'estimation au seuil α au coefficient de variation et à la taille d'échantillon, qui s'écrit le plus souvent sous l'approximation asymptotique de distribution normale :

$$\varepsilon = t_{1-\alpha/2} CV / \sqrt{n}$$

où t_q est le q -quantile d'une loi de Student à $n-1$ degrés de liberté ; (ii) une équation reliant le coefficient de variation dans une unité d'échantillonnage à la surface de cette unité d'échantillonnage, le plus souvent approchée par une relation allométrique (CTFT, 1989) :

$$CV \propto S^\beta$$

où β est un paramètre constant ; et enfin (iii) une équation exprimant l'effort d'inventaire en fonction de la taille d'échantillon et de la surface unitaire des unités d'échantillonnage. L'expression la plus simple de l'effort d'inventaire est le taux d'échantillonnage τ ,

$$c \equiv \tau = nS/A$$

où A est la surface totale à inventorier.

Le problème se ramenant à un jeu de trois équations à trois inconnues S , CV et n , on a *a priori* la latitude de fixer librement les paramètres ε et c . En pratique, on va chercher à *optimiser* le plan d'inventaire : à précision ε donnée, on va chercher les valeurs de S , CV et n qui minimisent le coût d'inventaire c ou bien, inversement, à coût d'inventaire c donné, on va chercher les valeurs de S , CV et n qui maximisent la précision d'estimation ε (on peut montrer que les deux problèmes sont en fait équivalents). Ainsi la planification d'un inventaire se ramène à un problème d'optimisation sous contrainte.

Encadré A.1: Rappel des principes de la planification d'un inventaire : cas d'un échantillonnage aléatoire simple.

fluencer la dynamique des arbres. Cette variabilité environnementale est difficile à appréhender et l'état actuel des connaissances ne permet pas de la modéliser de façon satisfaisante. Nous proposons donc ici de la négliger. Par conséquent, la précision d'estimation ε de X ne dépend plus que de la taille d'échantillon n , selon une relation qui sera explicitée ultérieurement. Ce point est détaillé dans l'encadré A.2, qui est plus technique. De façon générique, on peut écrire $\varepsilon = f(n)$.

Un seconde équation relie la taille d'échantillon n à la taille totale pS du dispositif permanent. La relation dépend du type de dispositif mis en place (parcelle, sentier ou layon) et sera explicitée ultérieurement. Cette relation peut être aléatoire, dans le sens où n peut être une variable aléatoire dont la loi dépend de pS , auquel cas la variabilité engendrée par cette loi doit être incorporée dans la précision d'estimation de X . Nous y reviendrons ultérieurement. De façon générale, on notera $n \sim g(pS)$ pour désigner cette relation, où g est soit une fonction, soit une loi de distribution.

Enfin une troisième équation relie le coût de mise en place et de suivi du dispositif permanent au nombre p et à la taille unitaire S du dispositif de base, ce que l'on peut écrire $c = C(p, S)$.

L'approximation consistant à négliger la variabilité environnementale est fondamentale : d'une part elle permet de ramener le problème de quatre variables p , S , n et CV à trois variables p , S et n ; d'autre part elle permet de dissocier le problème de planification du dispositif permanent en deux problèmes indépendants :

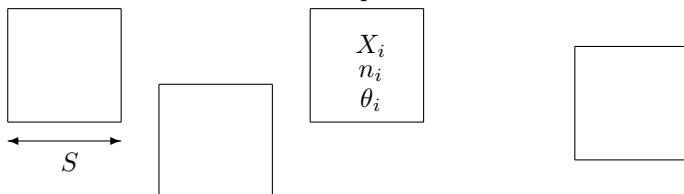
1. pour une précision d'estimation ε de X à atteindre, calcul de la taille d'échantillon n requise selon la relation $n = f^{-1}(\varepsilon)$;
2. connaissant la taille d'échantillon n , détermination du nombre de répétitions p et de la taille unitaire S par résolution du problème d'optimisation sous contrainte :

$$\begin{cases} n \sim g(pS) \\ \operatorname{argmin}_{p, S} C(p, S) \end{cases}$$

Sans l'approximation consistant à négliger la variabilité environnementale, la précision d'estimation ε serait aussi fonction de p et S et les deux problèmes ne seraient pas dissociables (cf. encadré A.2).

Le second de ces problèmes est aussi connu sous le nom de compromis SLOSS (« single large or several small »), ce que l'on peut

Soit un dispositif permanent composé de p répétitions d'un dispositif de base de taille S ; soit X_i la grandeur objectif mesurée sur le i^e dispositif de base, n_i le nombre d'arbres qui s'y trouvent et θ_i un vecteur résumant les paramètres environnementaux dont dépend X :



On se place, pour l'inventaire, dans une approche par super-population, de sorte que les X_i sont considérées comme des variables indépendantes et identiquement distribuées, de variance :

$$\text{Var}(X_i) = \text{E}[\text{Var}(X_i|n_i, \theta_i)] + \text{Var}[\text{E}(X_i|n_i, \theta_i)]$$

Le premier terme correspond à la variance intra-dispositif de base, intrinsèque à la dynamique de la population au sein du dispositif de base. Le second terme correspond à la variance inter-dispositif de base, représentant la variabilité environnementale. Si on note CV le coefficient de variation de la variable aléatoire $\text{E}(X_i|n_i, \theta_i)$, correspondant donc à la variabilité environnementale :

$$\text{CV} = \frac{\text{Var}[\text{E}(X_i|n_i, \theta_i)]^{\frac{1}{2}}}{\text{E}[\text{E}(X_i|n_i, \theta_i)]} = \frac{\text{Var}[\text{E}(X_i|n_i, \theta_i)]^{\frac{1}{2}}}{\text{E}(X_i)}$$

et si on pose $\text{Var}(X_i|n_i, \theta_i) = g_{\theta_i}(n_i)$, la variance de X_i s'écrit :

$$\text{Var}(X_i) = \text{E}[g_{\theta_i}(n_i)] + \text{CV}^2 \text{E}(X_i)^2$$

de sorte que sa précision d'estimation s'écrit :

$$\varepsilon = \frac{q_\alpha}{\sqrt{p}} \frac{\text{Var}(X_i)^{\frac{1}{2}}}{\text{E}(X_i)} = \frac{q_\alpha}{\sqrt{p}} \left[\frac{\text{E}[g_{\theta_i}(n_i)]}{\text{E}(X_i)^2} + \text{CV}^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

où q_α est un quantile donné. Dans cette expression générale, ε dépend de p et (implicitement) de S . Supposons à présent que la variabilité environnementale soit négligeable, c'est-à-dire $\text{CV} \simeq 0$, $\theta_i = \theta$, $\forall i$, et $n_i = n/p$. Par ailleurs, dans la mesure où $g_\theta(n/p) \simeq p g_\theta(n)$, l'expression de ε se simplifie alors en :

$$\varepsilon = q_\alpha \sqrt{g_\theta(n)} / \text{E}(X)$$

c'est-à-dire que la précision d'estimation ne dépend que de n .

Encadré A.2: Rôle de la variabilité environnementale dans la planification d'un dispositif permanent.

expliciter par la question : vaut-il mieux mettre en place de nombreuses répétitions d'un dispositif de base de petite taille, ou bien peu de répétitions de grande taille ? La réponse est ici apportée par le compromis qui minimise le coût c de mise en place et de suivi du dispositif permanent sous la contrainte que le nombre d'arbres présents dans le dispositif est (au moins) égal à n .

Maintenant que le principe du raisonnement statistique est posé, nous allons le pousser jusqu'à son terme, c'est-à-dire expliciter les différentes équations et variables qui le jalonnent. La première étape consiste à définir la grandeur objectif X que l'on cherche à estimer.

A.2 Grandeur à prédire : le taux de reconstitution du stock

Le raisonnement statistique sous-jacent à la planification d'un dispositif permanent a pour point de départ une grandeur objectif X que l'on cherche à estimer avec une précision donnée. Une question essentielle à se poser préalablement à la planification du dispositif est donc : à quoi vont servir les données qui seront collectées sur le dispositif permanent ? La réponse à cette question n'est généralement pas unique et souvent varie d'une personne à l'autre. Optimiser un dispositif permanent simultanément en fonction de plusieurs critères n'étant pas forcément efficace, nous avons choisi ici de prendre comme grandeur objectif le taux de reconstitution du stock. Il est clair néanmoins que le raisonnement qui est fait ici pour le taux de reconstitution du stock peut être transposé à toute autre grandeur que l'on chercherait à estimer à partir des données du dispositif permanent.

Le taux de reconstitution du stock est défini, pour une espèce donnée, comme le ratio de son stock exploitable à l'issue d'une rotation sur son stock exploitable initial (Durrieu de Madron *et al.*, 1998). Nous avons choisi cette quantité comme objectif à estimer pour deux raisons : (i) c'est un paramètre clé utilisé dans les aménagements forestiers et (ii) son expression intègre la plupart des paramètres de la dynamique de l'espèce : toute imprécision sur les taux de croissance, de mortalité ou de recrutement de l'espèce provoquera une imprécision sur l'estimation du taux de reconstitution du stock. En imposant comme contrainte d'avoir une certaine précision dans l'estimation du

taux de reconstitution du stock, on impose donc par ricochet une certaine précision dans l'estimation des caractéristiques démographiques de l'espèce.

Le taux de reconstitution du stock est classiquement calculé à l'aide de la formule dite « de reconstitution du stock » (Durrieu de Madron *et al.*, 1998). Nous adoptons ici une approche plus générale fondée sur les modèles matriciels. L'approche matricielle englobe la formule de reconstitution du stock comme cas particulier et permet de calculer le taux de reconstitution du stock à long terme (ce que ne permet pas la formule de reconstitution du stock).

A.2.1 Modèle matriciel

Les modèles matriciels sont des modèles de dynamique de population pour des populations structurées en âge, en taille ou en stades de développement (voir encadré A.3 pour un aperçu historique). L'état de la population au temps t est défini par un vecteur $\mathbf{N}(t)$ qui donne le nombre d'individus de la population dans chaque classe (classe d'âge, classe de taille ou stade de développement). Le temps est discret et évolue par pas d'une durée Δt . Il est habituel de désigner le temps par un entier qui indique le pas de temps ; ainsi le temps « index » $t \in \mathbf{N}$ correspond au temps « réel » $t\Delta t$ (en années). La dynamique entre les instants t et $t + 1$ est définie par les transitions des individus d'une classe à une autre. Ces transitions individuelles sont quantifiées à l'échelle de la population par des taux de transition, qui sont rassemblés dans une matrice de transition \mathbf{U} . Ainsi l'état au temps $t + 1$ de la population est donné par la relation matricielle :

$$\mathbf{N}(t + 1) = \mathbf{U} \mathbf{N}(t) \quad (\text{A.1})$$

Dans le cas de populations d'arbres, les individus sont répartis en classes de diamètre. Soit K le nombre de classes de diamètres. Soit u_i la borne inférieure de la classe i , qui est aussi la borne supérieure de la classe $i - 1$. La classe i est donc l'intervalle $[u_i, u_{i+1}[$. Par convention, $u_{K+1} = \infty$. u_1 est le diamètre de recrutement, c'est-à-dire le diamètre à partir duquel les arbres sont pris en considération dans la population (généralement 10 cm). Soit $N_i(t)$ l'effectif dans la classe i au temps t . Le modèle matriciel de référence en foresterie est le modèle de Usher

Les premiers modèles matriciels utilisés sont des modèles pour des populations structurées en classes d'âge. Ce sont les modèles de Leslie, du nom de leur inventeur (Leslie, 1945). La matrice de transition de Leslie n'a d'élément non nul que sur sa sous-diagonale. Puis Lefkovitch (1965) a généralisé le modèle matriciel à des populations structurées en stades quelconque. La matrice de transition de Lefkovitch est la plus générale qui soit. Usher (1966, 1969) a introduit le modèle du même nom pour l'étude de peuplements forestiers : c'est un modèle pour des populations structurées en classes de taille. La matrice de transition de Usher a des termes non nuls sur sa diagonale, sa sous-diagonale et sa première ligne. Ainsi le modèle de Leslie est un cas particulier du modèle de Usher, qui est lui même un cas particulier du modèle de Lefkovitch. La référence classique sur les modèles matriciels est l'ouvrage de Caswell (2001).

Les modèles de Usher ont été intensément utilisés en foresterie, pour traiter des questions variées allant de la gestion forestière à la conservation de la biodiversité en passant par l'impact du changement climatique (Buongiorno & Gilles, 2003). Les forêts tropicales ne sont pas en reste : en Afrique, des modèles matriciels ont été construits par Osho (1991) au Nigeria, Debroux (1998) ; Eba'a Atyi (2000) au Cameroun, Lahoreau *et al.* (2002) en RCA, Namaalwa *et al.* (2005) en Ouganda ; en Amérique du sud, Favrichon (1998) a construit un modèle matriciel en Guyane française, Spathelf & Durlo (2001) au Brésil ; en Asie du sud-est, on peut citer les travaux de Mendoza & Setyarso (1986) ; Favrichon & Young Cheol (1998) en Indonésie, d'Ingram & Buongiorno (1996) en Malaisie. L'utilisation de modèles matriciels pour évaluer des scénarios d'aménagement de forêts tropicales a été mise en avant par Boscolo & Vincent (2000) ; Sist *et al.* (2003).

Loin d'être un outil démodé, les modèles matriciels continuent d'être utilisés comme outil d'aide à la décision pour l'aménagement forestier, notamment aux USA où des développements récents ont été réalisés pour tenir compte de la variabilité environnementale (Lu & Buongiorno, 1993 ; Lin *et al.*, 1996, 1998 ; Lin & Buongiorno, 1997 ; Ralston *et al.*, 2002, 2003 ; Schulte & Buongiorno, 2004 ; Zhou & Buongiorno, 2004 ; Liang *et al.*, 2005a,b).

Encadré A.3: Historique du développement des modèles matriciels.

(1966, 1969), qui repose sur les quatre hypothèses suivantes : (i) les évolutions des individus sont indépendantes les unes des autres (hypothèse d'indépendance) ; (ii) l'évolution au temps t d'un individu ne dépend que de son état au temps t , pas du passé (hypothèse de Markov) ; (iii) l'évolution d'un individu comporte trois et seulement trois possibilités : il reste vivant dans la même classe de diamètre, il croît dans la classe supérieure, ou il meurt ; passer plus d'une classe à la fois ou régresser de classe n'est pas possible (hypothèse d'Usher) ; (iv) les taux de transition sont constants dans le temps (hypothèse de stationnarité). L'hypothèse d'Usher est *a priori* contraignante ; en pratique, pour des processus de croissance lents et sans à-coups, et en particulier en foresterie, elle s'avère particulièrement réaliste.

Considérons alors une classe de diamètre (figure A.1). Suivant la logique des modèles à compartiments (Pavé, 1994 ; Favrichon, 1996), chaque classe est soumise à un flux entrant et à un flux sortant. Pour la i^{e} classe avec $2 \leq i \leq K-1$, le flux entrant $F_{i-1 \rightarrow i}$ est constitué des arbres qui croissent de la classe $i-1$ à la classe i . Il y a deux flux sortant : le flux $F_{i \rightarrow \dagger}$ des arbres qui meurent et le flux $F_{i \rightarrow i+1}$ des arbres qui croissent dans la classe $i+1$. Le flux entrant est proportionnel à l'effectif dans la classe $i-1$:

$$F_{i-1 \rightarrow i} = p_{i-1} N_{i-1}$$

où p_{i-1} est la probabilité pour un arbre de la classe $i-1$ de rester vivant et de croître dans la classe i , tandis que les flux sortant sont proportionnels à l'effectif dans la classe i :

$$\begin{aligned} F_{i \rightarrow \dagger} &= m_i N_i \\ F_{i \rightarrow i+1} &= p_i N_i \end{aligned}$$

où m_i est la probabilité de mourir d'un arbre de la classe i . L'équation bilan des flux entrant et sortant entre les instants t et $t+1$ s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \Delta N_i(t) \equiv N_i(t+1) - N_i(t) &= F_{i-1 \rightarrow i} - F_{i \rightarrow \dagger} - F_{i \rightarrow i+1} \\ &= p_{i-1} N_{i-1}(t) - (p_i + m_i) N_i(t) \end{aligned}$$

soit :

$$N_i(t+1) = p_{i-1} N_{i-1}(t) + q_i N_i(t) \quad (\text{A.2})$$

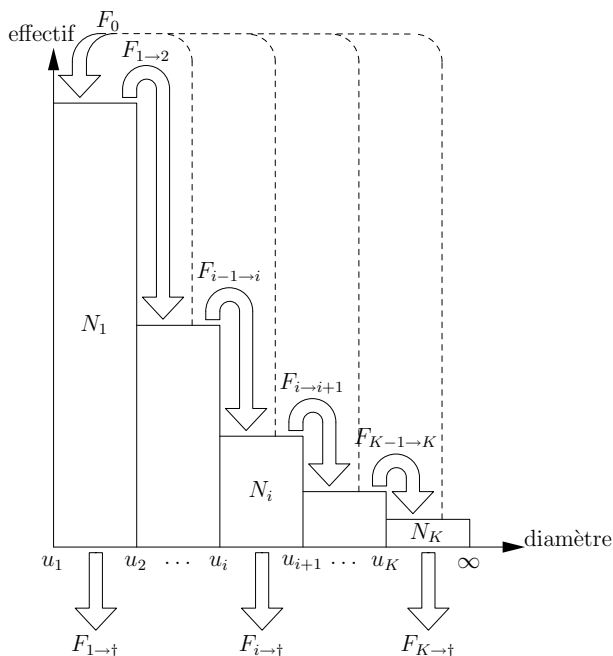


FIG. A.1 – Schéma des transitions entre classes de diamètre permises par l'hypothèse d'Usher. Les flèches épaisses indiquent les transitions possibles. Le trait pointillé indique le recrutement (qui n'est pas une transition).

où $q_i = 1 - m_i - p_i$ est la probabilité pour un arbre de rester vivant dans la classe i .

La première et la dernière classe fonctionnent différemment. Pour la dernière classe, il n'y a qu'un seul flux sortant (celui lié à la mortalité), puisqu'il n'y a pas de classe au-dessus. La relation reste en fait la même que précédemment si on pose $p_K = 0$. Pour la première classe, le flux entrant F_0 représente le recrutement. Dans le modèle tel que formulé par Usher (1966), chaque individu de la classe i contribue au recrutement par un taux de fécondité f_i , c'est-à-dire :

$$F_0 = f_1 N_1 + f_2 N_2 + \dots + f_K N_K$$

Ce raisonnement suppose que l'on est capable d'identifier l'arbre mère de chaque individu nouvellement recruté pour pouvoir identifier la classe de diamètre à laquelle il appartient. En pratique, cela n'est pas possible. On utilise donc un taux de fécondité moyen :

$$f = \frac{f_1 N_1 + f_2 N_2 + \dots + f_K N_K}{N_1 + N_2 + \dots + N_K}$$

de sorte que le flux entrant dans la première classe est :

$$F_0 = f (N_1 + N_2 + \dots + N_K)$$

L'équation de conservation conduit alors à l'équation d'évolution suivante pour N_1 :

$$N_1(t+1) = (f + q_1)N_1(t) + fN_2(t) + \dots + fN_K(t) \quad (\text{A.3})$$

En notations matricielles, les équations (A.2) et (A.3) peuvent s'écrire :

$$\begin{bmatrix} N_1(t+1) \\ N_2(t+1) \\ \dots \\ N_K(t+1) \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} q_1 + f & f & \dots & f \\ p_1 & q_2 & & 0 \\ & \dots & \dots & \\ 0 & & p_{K-1} & q_K \end{bmatrix}}_{\mathbf{U}} \begin{bmatrix} N_1(t) \\ N_2(t) \\ \dots \\ N_K(t) \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$

et on retrouve ainsi la formule (A.1), la définition de la matrice de transition dite « de Usher » \mathbf{U} étant précisée ci-dessus. C'est une matrice $K \times K$ dont les seuls termes non-nuls sont sur la diagonale (probabilités de rester vivant dans la même classe), sur la sous-diagonale (probabilités de rester vivant et de passer dans la classe supérieure) et sur la première ligne (taux de fécondité moyen). En appliquant par récurrence l'équation (A.1), le vecteur des effectifs au temps t s'exprime en fonction du vecteur des effectifs au temps initial par la relation :

$$\mathbf{N}(t) = \mathbf{U}^t \mathbf{N}(0) \quad (\text{A.5})$$

A.2.2 Expression du taux de reconstitution du stock

Le taux de reconstitution du stock peut être calculé à l'aide du modèle de Usher. Le stock exploitable se définit comme l'effectif des

arbres de diamètre supérieur au diamètre minimum d'exploitabilité (DME). Soit d la classe de diamètre correspondant au DME : les arbres dans les classes d à K sont exploitables. Le stock exploitable au temps t , noté $B(t)$, est ainsi :

$$B(t) = \sum_{i=d}^K N_i(t) = \mathbf{I}'_d \mathbf{N}(t) \quad (\text{A.6})$$

où, pour tout entier $k \in [1, K]$, \mathbf{I}_k désigne le vecteur de longueur K dont les éléments 1 à $k-1$ sont nuls et les éléments k à K sont égaux à 1, et prime pour un vecteur ou une matrice désigne la transposée.

Soit d^* la classe de diamètre correspondant au diamètre minimum d'aménagement (DMA) : les arbres dans les classes d^* à K seront récoltés lors d'une exploitation. Notons \mathbf{J} la matrice diagonale $K \times K$ dont la diagonale est égale au vecteur $\mathbf{I}_1 - \mathbf{I}_{d^*}$: les éléments 1 à $d^* - 1$ de la diagonale de \mathbf{J} sont égaux à 1, et ses éléments d^* à K sont nuls. La matrice \mathbf{J} définit le prélèvement d'exploitation. Supposons qu'une exploitation survienne entre les pas de temps t et $t+1$. On notera $\mathbf{N}(t^+)$ la distribution diamétrique juste après exploitation : $N_i(t^+)$ est égal à $N_i(t)$ si $i < d^*$ et est égal à zéro si $i \geq d^*$, ce que l'on peut écrire :

$$\mathbf{N}(t^+) = \mathbf{J} \mathbf{N}(t) \quad (\text{A.7})$$

Soit T la durée de la rotation. Par définition, le taux de reconstitution du stock, noté X , est :

$$X = \frac{B(T|\text{exploitation au temps } 0^+)}{B(0)}$$

D'où, par application de (A.5) et (A.6) :

$$X = \frac{\mathbf{I}'_d \mathbf{U}^T \mathbf{N}(0^+)}{\mathbf{I}'_d \mathbf{N}(0)}$$

En reportant l'expression de $\mathbf{N}(0^+)$, on obtient finalement :

$$X = \frac{\mathbf{I}'_d \mathbf{U}^T \mathbf{J} \mathbf{N}(0)}{\mathbf{I}'_d \mathbf{N}(0)} \quad (\text{A.8})$$

L'expression du taux de reconstitution du stock obtenue avec le modèle de Usher généralise celle de la formule de la reconstitution du

stock. Cela est démontré dans l'encadré A.4. Nous justifierons même dans la section suivante qu'il vaut mieux utiliser l'expression qui découle du modèle de Usher que la formule de reconstitution du stock.

A.2.3 Taux asymptotique de reconstitution du stock

Dans cette section, nous nous intéressons au taux de reconstitution du stock X_k à l'issue de k cycles d'exploitation. Nous commençons par en donner l'expression mathématique, puis définissons le taux de reconstitution asymptotique ρ comme la limite lorsque k tend vers l'infini de X_k . Tout le raisonnement statistique ayant servi à planifier la taille du dispositif permanent peut être transposé en utilisant ρ comme caractéristique objectif à prédire, plutôt que le taux de reconstitution du stock X à l'issue d'une rotation. L'intérêt de cette approche complémentaire est que ρ correspond à une vision à long terme.

Soit \mathbf{Y} la matrice égale à :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{U}^T \cdot \mathbf{J}$$

où T est, rappelons-le, la durée de rotation (exprimée en nombre de pas de temps). La matrice \mathbf{Y} définit un cycle d'exploitation : si $\mathbf{N}(0)$ est le vecteur d'effectifs au temps initial et qu'une exploitation survient entre les instants 0 et 1, le vecteur d'effectifs à l'issue de la durée de rotation est :

$$\mathbf{N}(T) = \mathbf{Y} \mathbf{N}(0)$$

Avec ces notations plus compactes, le taux de reconstitution du stock (à l'issue de la première rotation) s'écrit (cf. (A.8)) :

$$X = \frac{\mathbf{I}'_d \mathbf{Y} \mathbf{N}(0)}{\mathbf{I}'_d \mathbf{N}(0)}$$

À l'issue de k cycles d'exploitation, le taux de reconstitution du stock a pour expression :

$$X_k = \frac{\mathbf{I}'_d \mathbf{Y}^k \mathbf{N}(0)}{\mathbf{I}'_d \mathbf{Y}^{k-1} \mathbf{N}(0)}$$

Soit ρ le taux asymptotique de reconstitution du stock, obtenu comme la limite de X_k lorsque le nombre de cycles d'exploitation

La formule de reconstitution du stock (Durrieu de Madron *et al.*, 1998) repose sur un découpage des diamètres en classes d'amplitude constante, égale à $\delta = a\Delta t$, où a est la vitesse moyenne de croissance en diamètre. Cette formule suppose également que le taux de mortalité est indépendant du diamètre, de valeur constante égale à m . Enfin cette formule n'est applicable que pour $T < d$ (de sorte que le recrutement n'intervient pas). Avec les notations définies dans le paragraphe A.2.2, la formule de reconstitution du stock s'écrit (Durrieu de Madron *et al.*, 1998, p.82) :

$$X = \frac{\sum_{i=d-T}^K N_i(0^+) (1-m)^T}{\sum_{i=d}^K N_i(0)} \quad (\text{A.9})$$

La formule de reconstitution du stock correspond à un modèle de Usher dont le taux de passage conditionnel p_i^\bullet , défini comme la probabilité conditionnelle qu'un arbre passe de la classe i dans la classe $i+1$ sachant qu'il reste vivant, est calculée selon l'expression :

$$p_i^\bullet = \frac{a\Delta t}{\delta}$$

Compte-tenu du choix de l'amplitude δ des classes de diamètre, cette expression se simplifie en $p_i^\bullet = 1$, et la matrice de Usher \mathbf{U} prend alors la forme simplifiée :

$$\mathbf{U} = \begin{bmatrix} f & \dots & \dots & f \\ 1-m & 0 & & 0 \\ & \ddots & & \ddots \\ & 0 & 1-m & 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A.10})$$

On reconnaît sous cette forme une matrice de Leslie avec des taux de survie constants. Finalement, en reportant (A.10) dans (A.8), on peut vérifier qu'on retrouve bien (A.9). La formule de reconstitution du stock correspond ainsi à l'expression de X obtenue avec un modèle de Usher extrêmement simplifié. Le modèle de Usher généralise la formule de reconstitution du stock, et tout résultat valable pour le modèle de Usher s'appliquera à la formule de reconstitution du stock comme à un cas particulier.

Encadré A.4: La formule de reconstitution du stock est un cas particulier de modèle de Usher.

tend vers l'infini :

$$\rho = \lim_{k \rightarrow \infty} X_k$$

On peut montrer (cf. encadré A.5) que ρ est égal à la valeur propre dominante de \mathbf{Y} :

$$\rho = \max\{\eta : \det(\mathbf{Y} - \eta \mathbf{I}) = 0\} \quad (\text{A.11})$$

où \mathbf{I} est la matrice identité de dimension $K \times K$. Asymptotiquement, le stock exploitable forme une suite géométrique de raison ρ . Donc, si $\rho = 1$, le régime d'exploitation est asymptotiquement durable. Si $\rho < 1$, le stock exploitable décroît vers zéro : le régime d'exploitation n'est pas durable. Enfin, si $\rho > 1$, le stock exploitable tend vers l'infini : le régime d'exploitation sous-exploite la ressource. On notera par ailleurs que ρ dépend du DMA et de la durée de rotation T , mais pas de la distribution diamétrique initiale $\mathbf{N}(0)$.

A.2.4 Réécriture de la matrice de Usher

La matrice de Usher \mathbf{U} , de la forme (A.4), peut être réécrite sous la forme :

$$\mathbf{U} = \mathbf{C}\mathbf{S} + \mathbf{R} \quad (\text{A.12})$$

où \mathbf{C} , \mathbf{S} et \mathbf{R} sont des matrices $K \times K$ de la forme :

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 - p_1^\bullet & & & 0 \\ p_1^\bullet & 1 - p_2^\bullet & & \\ & \dots & \dots & \\ 0 & & p_K^\bullet & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{R} = \begin{bmatrix} f & \dots & f \\ 0 & \dots & 0 \\ \dots & & \dots \\ 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} 1 - m_1 & & & 0 \\ & 1 - m_2 & & \\ & & \dots & \\ 0 & & & 1 - m_K \end{bmatrix}$$

avec :

$$p_i^\bullet = \frac{p_i}{1 - m_i}$$

Le taux p_i^\bullet s'interprète comme la probabilité conditionnelle que l'arbre passe de la classe i dans la classe $i + 1$ sachant qu'il reste vivant. Par

La matrice de Usher étant diagonalisable, il en résulte que \mathbf{U}^T , et donc \mathbf{J} , est également diagonalisable. Soit $\mathbf{Z}_1, \dots, \mathbf{Z}_K$ une base de \mathbf{R}^K constituée de vecteurs propres de \mathbf{Y} . Soit η_i la valeur propre associée à \mathbf{Z}_i . Sans perte de généralité, on suppose que les vecteurs propres sont rangés par ordre décroissant de valeur de leur valeur propre : $\eta_1 \geq \eta_2 \geq \dots \geq \eta_K$. On admet ici que la première inégalité est en réalité stricte : $\eta_1 > \eta_i, \forall i \geq 2$. Soit

$$\mathbf{N}(0) = \sum_{i=1}^K w_i \mathbf{Z}_i$$

la décomposition de $\mathbf{N}(0)$ dans la base $(\mathbf{Z}_1, \dots, \mathbf{Z}_K)$. Comme $\mathbf{Y} \mathbf{Z}_k = \eta_k \mathbf{Z}_k$, on en déduit :

$$X_k = \frac{\mathbf{I}'_d (\sum_{i=1}^K \eta_i^k w_i \mathbf{Z}_i)}{\mathbf{I}'_d (\sum_{i=1}^K \eta_i^{k-1} w_i \mathbf{Z}_i)}$$

Comme η_1 est strictement supérieure aux autres valeurs propres,

$$\sum_{i=1}^K \eta_i^k w_i \mathbf{Z}_i \underset{\infty}{\sim} \eta_1^k w_1 \mathbf{Z}_1$$

et donc :

$$X_k \underset{\infty}{\sim} \frac{\eta_1^k w_1 \mathbf{I}'_d \mathbf{Z}_1}{\eta_1^{k-1} w_1 \mathbf{I}'_d \mathbf{Z}_1} = \eta_1$$

Encadré A.5: Le taux asymptotique de reconstitution du stock est la valeur propre dominante de \mathbf{Y} .

conséquent, $1 - p_i^\bullet = q_i / (1 - m_i)$ s'interprète comme la probabilité conditionnelle que l'arbre reste dans la classe i sachant qu'il reste vivant. Ainsi, la matrice \mathbf{C} est une matrice stochastique (la somme de chacune de ses colonnes vaut 1) qui décrit la croissance. La matrice \mathbf{S} , dite matrice de survie, est une matrice diagonale qui comporte les taux de survie sur sa diagonale. Enfin la matrice \mathbf{R} , dite matrice de recrutement, comporte le taux de fécondité moyen sur sa première ligne. La décomposition (A.12) offre ainsi l'avantage de dissocier les processus de croissance, de mortalité et de recrutement. Ce n'est pas qu'une question d'écriture : nous verrons dans la section suivante que cela simplifie également la façon d'estimer les paramètres du modèle de Usher.

A.3 Taille d'échantillon

Dans cette section, nous explicitons la relation qui existe entre la taille d'échantillon n et la précision d'estimation ε du taux de reconstitution du stock X . Avant toute chose, il faut définir ce qu'est la taille d'échantillon n .

A.3.1 Distribution des observations

Une observation consiste en la mesure de l'état d'un arbre au cours d'un certain nombre de campagnes de mesures. L'état d'un arbre est son diamètre D s'il est vivant et si son diamètre est supérieur au diamètre minimum d'inventaire ($D \geq u_1$), ou bien l'information comme quoi l'arbre est mort (ce qui sous-entend qu'il a précédemment été mesuré comme vivant), ou bien l'information comme quoi l'arbre n'est pas encore recruté (ce qui sous-entend qu'il a ultérieurement été mesuré comme vivant). Nous raisonnerons ici sur la base d'observations sur un pas de temps (soit deux mesures). Soit t_0 le temps de la première mesure et $t_0 + 1$ le temps de la re-mesure. Il serait possible de raisonner sur toute une série de campagnes de mesure, mais cela compliquerait le raisonnement. Nous reviendrons sur ce point dans la section A.8.2. Une observation consiste donc en l'état d'un arbre aux instants t_0 et $t_0 + 1$. On notera $(D(t_0), \dagger)$ si l'arbre a été mesuré vivant au temps t_0 et mort au temps $t_0 + 1$, $(D(t_0), D(t_0 + 1))$ si l'arbre a été mesuré vivant aux deux instants, et $(0, D(t_0))$ si l'arbre n'était pas encore recruté à la première mesure. On remarquera que les observations du type $(0, \dagger)$, désignant un arbre pas encore recruté à l'instant t_0 et mort à la re-mesure échappent forcément à l'inventaire : ces observations ne sont donc pas valides.

Un jeu de données consiste en un ensemble de n observations. Il se présente sous la forme d'un tableau de données à deux colonnes : la première colonne donne le diamètre de l'arbre (ou 0 s'il n'est pas encore recruté) à l'instant t_0 ; la deuxième colonne donne le diamètre de l'arbre (ou \dagger s'il est mort) à l'instant $t_0 + 1$. Chaque ligne du tableau correspond à un arbre. À titre d'exemple, le tableau A.1 donne le jeu de données correspondant au sapelli (*Entandrophragma cylindricum* Spr., Meliaceæ) pour les années 1982 et 1984 sur le dispositif permanent de M'Baïki en République Centrafricaine (cf. tableau 1.1).

TAB. A.1 – *Jeu de données relatif au sapelli sur le dispositif de M’Baïki. L’année de la mesure initiale est $t_0 = 1982$, l’année de re-mesure est $t_0 + \Delta t = 1984$. Le jeu de données comporte 277 observations, dont 10 morts et 4 recrutés. Les valeurs données sont les circonférences des arbres (en cm).*

C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}
0	30.5	32.0	32.5	37.0	37.0	45.0	46.0
0	31.5	32.0	33.0	37.0	38.0	45.0	48.5
0	32.0	32.0	32.5	37.0	37.0	45.0	48.0
0	34.0	32.5	32.5	37.0	37.0	45.0	45.0
33.0	†	32.5	36.0	37.0	38.0	45.5	45.5
34.5	†	33.0	36.5	37.0	38.5	46.0	47.5
34.5	†	33.0	35.0	38.0	38.0	46.0	48.0
36.0	†	34.0	34.5	38.0	38.0	46.0	46.0
69.0	†	34.0	34.0	38.5	39.5	46.0	46.0
74.0	†	34.0	34.0	38.5	38.5	46.5	48.0
102.0	†	34.0	34.5	39.0	39.5	47.0	47.5
248.0	†	34.0	36.0	39.5	40.0	47.0	48.0
446.0	†	34.5	34.5	40.0	40.0	47.0	50.5
493.0	†	34.5	35.5	40.0	40.0	47.5	48.0
30.0	32.0	34.5	37.0	40.5	40.5	47.5	48.0
30.0	30.0	35.0	35.0	40.5	40.5	47.5	47.5
30.0	30.5	35.0	37.0	40.5	40.5	48.0	50.0
30.0	32.0	35.0	36.0	41.5	43.0	48.0	50.5
30.0	30.0	35.0	35.5	41.5	42.5	48.5	49.0
30.0	31.0	35.0	35.0	41.5	42.0	49.0	50.0
30.0	30.5	35.0	35.0	42.0	43.0	49.5	51.0
30.0	30.5	35.0	36.0	42.0	44.0	50.0	50.0
30.0	30.0	35.5	36.5	42.0	42.5	50.0	50.5
30.0	30.0	36.0	36.0	42.0	44.0	50.0	50.5
30.0	30.0	36.0	39.0	42.0	44.5	51.0	51.5
30.0	30.0	36.0	36.5	42.0	42.5	51.5	52.0
30.0	31.0	36.0	36.0	42.5	43.5	51.5	51.5
30.0	30.5	36.0	37.5	42.5	44.5	52.0	53.5
30.5	31.0	36.0	36.0	43.0	44.5	52.5	53.0
31.0	32.0	36.0	37.5	43.5	46.0	53.0	53.5
31.0	31.0	36.0	36.0	43.5	44.0	53.0	54.0
31.0	33.0	36.5	36.5	44.0	45.5	53.0	53.5
32.0	33.0	36.5	37.0	44.5	47.5	53.0	54.0
32.0	32.0	37.0	39.5	45.0	46.0	53.5	55.5

Suite de la page précédente

C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}	C_{82}	C_{84}
54.0	54.0	62.5	62.5	181.0	188.5	335.0	335.0
54.0	54.0	63.0	64.5	184.5	192.0	335.0	335.0
54.0	54.5	63.0	64.0	185.0	188.0	340.0	339.0
54.5	54.5	63.0	63.0	191.0	196.0	342.0	344.0
54.5	54.5	64.0	66.0	192.0	193.5	351.0	351.0
55.0	56.5	64.0	64.0	193.0	201.5	357.0	357.0
55.0	55.0	65.0	69.0	194.0	197.5	367.0	367.0
55.0	56.5	65.5	68.5	200.0	201.5	367.0	367.0
55.0	55.5	66.0	68.5	204.0	205.0	378.0	378.0
55.0	55.0	66.5	70.0	206.0	208.0	381.0	382.5
56.0	58.5	66.5	66.5	210.0	219.0	390.0	392.0
56.0	56.5	68.0	72.0	225.0	229.0	400.0	401.0
57.0	58.0	68.0	70.0	227.5	231.0	400.0	402.0
57.0	57.5	69.0	74.5	236.0	236.0	403.0	403.0
57.0	57.0	71.5	71.5	245.0	249.5	408.0	408.0
57.0	59.5	78.0	80.0	246.0	250.0	409.0	409.0
58.0	58.0	79.0	80.0	250.0	250.0	411.5	411.5
58.0	60.0	80.5	81.0	255.0	255.0	414.0	413.0
58.5	58.5	82.5	85.5	257.0	257.0	417.0	417.0
59.0	60.5	86.0	86.5	260.0	260.0	455.0	455.0
60.0	61.0	87.5	87.5	267.0	270.0	456.0	456.0
60.0	61.0	92.0	93.5	268.0	269.0	457.0	457.0
60.0	59.5	95.0	97.0	273.0	280.0	482.0	484.0
60.0	63.5	96.0	98.0	276.0	276.0	483.0	483.0
60.0	63.5	99.0	106.0	285.0	285.0	485.0	483.5
60.0	62.5	100.0	102.0	299.0	299.0	486.0	486.0
60.5	61.5	102.0	102.0	310.0	312.0	487.0	487.0
60.5	60.5	103.0	109.0	311.0	312.0	489.0	489.0
61.0	61.0	106.5	107.5	314.0	316.0	512.0	515.0
61.0	63.0	110.0	111.5	319.0	319.0	514.0	522.0
61.0	61.5	116.0	119.0	320.0	317.0	514.0	514.0
61.5	65.0	118.0	127.0	320.0	320.0	544.0	566.5
62.0	64.5	122.0	123.0	325.0	325.0	550.0	551.0
62.0	63.5	123.0	127.0	330.0	330.0		
62.0	64.0	135.0	140.0	332.0	332.0		
62.0	65.5	173.0	181.0	335.0	335.0		

On supposera désormais que les n observations sont indépendantes et identiquement distribuées selon une loi inconnue F . L'hypothèse d'indépendance ne fait que reprendre la première hypothèse des modèles de Usher. Poser l'existence d'une distribution F est essentiel pour le raisonnement qui va suivre, même si on n'a pas besoin de connaître la forme précise de F .

A.3.2 Choix des classes de diamètre

Le choix des classes de diamètre peut influencer les prédictions du modèle matriciel. Néanmoins il n'existe pas à ce jour de méthode reconnue pour fixer le nombre et les bornes des classes de diamètre. Les algorithmes suggérés par Vandermeer (1978) et Moloney (1986) se sont avérés peu efficaces en pratique. Nous proposons deux algorithmes heuristiques pour déterminer les bornes des classes.

Algorithme iso-densité

Le premier algorithme détermine les bornes des classes de façon à équilibrer le nombre d'arbres par classe, sous la contrainte que le DME soit une borne :

1. le nombre K de classes est donné par la formule suivante, analogue à la formule de Sturges (1926) pour les histogrammes :

$$K = \lfloor \log_2(n) \rfloor \quad (\text{A.13})$$

où \log_2 est le logarithme en base 2 et $\lfloor x \rfloor$ est l'arrondi de x au plus proche entier inférieur ;

2. le DME est fixé comme borne d'une classe ;
3. le nombre K_{sur} de classes au-dessus du DME est calculé de telle sorte que le rapport de ce nombre sur le nombre K de classes soit approximativement égal au rapport du nombre d'arbres de diamètre supérieur au DME sur n :

$$K_{\text{sur}} = \left\lceil K \frac{\#\{D(t_0) \geq \text{DME}\}}{n} \right\rceil$$

où $\lceil x \rceil$ est l'arrondi de x au plus proche entier et $\#\{p\}$ désigne le nombre de fois où la proposition p est vraie ;

4. le nombre K_{sous} de classes au-dessous du DME est obtenu par différence :

$$K_{\text{sous}} = K - K_{\text{sur}}$$

5. les bornes des classes au-dessus du DME sont définies comme les quantiles aux seuils $1/K_{\text{sur}}, 2/K_{\text{sur}}, \dots, (K_{\text{sur}} - 1)/K_{\text{sur}}$ de l'ensemble des diamètres supérieurs au DME ;
6. les bornes des classes au-dessous du DME sont définies comme les quantiles aux seuils $1/K_{\text{sous}}, 2/K_{\text{sous}}, \dots, (K_{\text{sous}} - 1)/K_{\text{sous}}$ de l'ensemble des diamètres inférieurs au DME.

Ce découpage en classes de diamètre assure des prédictions plus stables que l'algorithme qui suit, mais produit des classes de diamètre inhabituelles car de taille variable.

Algorithme iso-largeur

Le second algorithme détermine les bornes des classes de façon à produire des classes de largeur constante, sous la contrainte que le DME soit une borne :

- 1–2. idem étapes 1–2 de l'algorithme précédent ;
3. u_1 est, par définition, le diamètre minimum d'inventaire et la borne inférieure de la première classe ;
4. soit $\Delta_{\text{sous}} = \text{DME} - u_1$ la largeur de l'intervalle englobant les diamètres en-dessous du DME, et $\Delta_{\text{sur}} = q_{90\%} - \text{DME}$ la largeur de l'intervalle englobant les diamètres au-dessus du DME jusqu'au quantile supérieur englobant 90 % des valeurs des diamètres ; ce quantile est tel que :

$$\#\{D(t_0) < q_{90\%}\} = 0.9n$$

5. le nombre K_{sous} de classes au-dessous du DME est calculé de telle sorte que le rapport de ce nombre sur le nombre K_{sur} de classes au-dessus du DME soit approximativement égal au rapport $\Delta_{\text{sous}}/\Delta_{\text{sur}}$, soit :

$$K_{\text{sous}} = \left[K \frac{\Delta_{\text{sous}}}{\Delta_{\text{sous}} + \Delta_{\text{sur}}} \right]$$

où $[x]$ est l'arrondi de x au plus proche entier ;

6. la largeur commune δ des classes de diamètres est alors calculée selon :

$$\delta = \frac{\Delta_{\text{sous}}}{K_{\text{sous}}}$$

7. et les bornes u_i des classes de diamètres sont :

$$u_i = u_1 + (i - 1)\delta \quad (i = 1, \dots, K)$$

Cet algorithme sera celui utilisé par défaut. L'application de cet algorithme au jeu de données relatif au sapelli reproduit dans le tableau A.1 donne $K = 8$ classes de diamètres, dont les bornes sont indiquées dans le tableau A.2.

A.3.3 Estimateur de la matrice de Usher

Étant donné un jeu de données de n observations, les paramètres de la matrice de Usher sont estimés à partir de ces données. Les paramètres sont au nombre de $2K$: il y a K taux de mortalité (m_1, \dots, m_K) , $K - 1$ taux de transition conditionnels $(p_1^\bullet, \dots, p_{K-1}^\bullet)$ et un taux de fécondité moyen (f) . Les valeurs estimées des paramètres sont les réalisations de variables aléatoires, appelées estimateurs des paramètres. On les note avec un accent circonflexe. Ainsi \hat{m}_1 est l'estimateur de m_1 , \hat{p}_1^\bullet est l'estimateur de p_1^\bullet , \hat{f} est l'estimateur de f , etc. L'ensemble des $2K$ paramètres du modèle étant rassemblé dans la matrice de Usher \mathbf{U} , on notera en raccourci $\hat{\mathbf{U}}$ l'estimateur de l'ensemble des paramètres du modèle. Comme $\hat{\mathbf{U}}$ s'exprime en fonction des observations, la loi de $\hat{\mathbf{U}}$ découle directement de la loi F des observations. Étant donné un estimateur $\hat{\mathbf{U}}$ de la matrice de transition de Usher, un estimateur correspondant \hat{X} du taux de reconstitution du stock est obtenu en reportant $\hat{\mathbf{U}}$ à la place de \mathbf{U} dans (A.8).

La loi de \hat{X} dépend de la loi F des observations, du nombre n d'observations, et de la forme de l'estimateur $\hat{\mathbf{U}}$ utilisé pour estimer les taux de transition. Il existe un certain nombre d'estimateurs de \mathbf{U} (Michie & Buongiorno, 1984 ; Picard *et al.*, 2007, 2008a), qui n'ont pas les mêmes propriétés. Les propriétés souhaitables d'un estimateur sont les suivantes : (i) il doit être aussi peu biaisé que possible, c'est-à-dire que l'écart entre la « vraie » valeur de \mathbf{U} (c'est-à-dire celle qui découle de la distribution F compte-tenu de la définition de \mathbf{U}) et

l'espérance $E(\hat{\mathbf{U}})$ de l'estimateur doit être aussi petite que possible ; (ii) il doit avoir la plus petite variance possible. On résume cela en disant que l'erreur quadratique, somme de la variance et du biais élevé au carré, doit être aussi petite que possible. L'efficacité d'un estimateur est définie par la valeur de son erreur quadratique : un estimateur est d'autant plus efficace que son erreur quadratique est faible. L'efficacité d'un estimateur est fonction de la taille d'échantillon n . Il n'existe donc pas de hiérarchie stricte des estimateurs, un estimateur pouvant être efficace à grande taille d'échantillon et peu efficace à petite taille d'échantillon, ou inversement.

Nous nous référerons ici à deux estimateurs de \mathbf{U} , qui sont les plus utilisés et qui ont des propriétés intéressantes : l'estimateur par proportion d'une part et l'estimateur par accroissement d'autre part.

Estimateur par proportion

Cet estimateur sous-entend que le passage d'un arbre de la classe i dans la classe $i + 1$, sachant qu'il reste vivant, est la réalisation d'une variable aléatoire de Bernoulli de probabilité p_i^\bullet (Zetlaoui *et al.*, 2006). Cette probabilité est alors estimée par la proportion d'arbres, au sein du sous-ensemble du jeu de données correspondant aux arbres vivants de la classe i , qui ont effectivement franchi le seuil u_{i+1} de la classe i à la classe $i + 1$:

$$\hat{p}_{i \text{ prop}}^\bullet = \frac{\#\{u_i \leq D(t_0) < u_{i+1}, u_{i+1} \leq D(t_0 + 1) < u_{i+2}\}}{\#\{u_i \leq D(t_0) < u_{i+1}, D(t_0 + 1) \neq \dagger\}}$$

De même, la mort d'un arbre de la classe i est vue comme la réalisation d'une variable aléatoire de Bernoulli de probabilité m_i . Cette probabilité est estimée par la proportion d'arbres qui meurent au sein du sous-ensemble du jeu de données correspondant aux arbres de la classe i :

$$\hat{m}_{i \text{ prop}} = \frac{\#\{u_i \leq D(t_0) < u_{i+1}, D(t_0 + 1) = \dagger\}}{\#\{u_i \leq D(t_0) < u_{i+1}\}}$$

Enfin le nombre d'arbres recrutés est vu comme la réalisation d'une variable aléatoire de Poisson de paramètre fn^\star , où n^\star est la taille du sous-échantillon correspondant aux arbres vivants (c'est-à-dire déjà

recrutés) à l'instant t_0 , soit : $n^* = n - fn^*$. On en déduit $n^* = n/(1+f)$ et $fn^* = f^*n$ avec $f^* = f/(1+f)$. L'estimateur par proportion de f^* est le ratio du nombre de recrutés sur la taille d'échantillon :

$$\hat{f}_{\text{prop}}^* = \frac{\#\{D(t_0) = 0\}}{n} \quad (\text{A.14})$$

tandis que l'estimateur par proportion de f est le ratio du nombre de recrutés sur la taille du sous-échantillon qui exclut les recrutés :

$$\hat{f}_{\text{prop}} = \frac{\hat{f}_{\text{prop}}^*}{1 - \hat{f}_{\text{prop}}^*} = \frac{\#\{D(t_0) = 0\}}{n - \#\{D(t_0) = 0\}}$$

L'estimateur par proportion $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ de la matrice de Usher est obtenu en remplaçant dans l'expression (A.4) de \mathbf{U} les paramètres f , p_i^\bullet et m_i par leur estimateur par proportion. De même, l'estimateur par proportion \hat{X}_{prop} du taux de reconstitution du stock est obtenu en remplaçant dans l'expression (A.8) de X la matrice de Usher \mathbf{U} par son estimateur par proportion.

L'estimateur par proportion est le plus anciennement utilisé (Michie & Buongiorno, 1984). Il sous-entend que la loi F de distribution des observations est un mélange de lois de Bernoulli et de Poisson (Zetlaoui *et al.*, 2006), mais $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ peut bien entendu être calculé quelle que soit F . On peut même montrer que $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ coïncide avec l'estimateur « plug-in » de \mathbf{U} (cf. encadré A.6).

L'estimateur par proportion de \mathbf{U} est non biaisé : $E(\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}) = \mathbf{U}$, ce qui est une propriété intéressante. La nullité du biais de $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ ne signifie pas pour autant que \hat{X}_{prop} est non biaisé, car la relation (A.8) qui lie X à \mathbf{U} n'est pas linéaire. Cependant le biais de \hat{X}_{prop} reste faible. La nullité du biais de $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ est toutefois contrebalancée par une variance asymptotique de $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ qui est très élevée et, au final, $\hat{\mathbf{U}}_{\text{prop}}$ est un estimateur peu efficient sauf pour les très grandes tailles d'échantillon (Picard *et al.*, 2007, 2008a). On retiendra que \hat{X}_{prop} est peu efficient pour les tailles d'échantillon couramment rencontrées, même si, asymptotiquement (c'est-à-dire quand n tend vers l'infini), il devient très efficient.

Étant donné la distribution F des observations, on peut montrer qu'il existe une fonctionnelle g telle que $\mathbf{U} = g(F)$. L'estimateur plug-in de \mathbf{U} est alors défini par :

$$\hat{\mathbf{U}}_{\text{plug-in}} = g(\hat{F}_n)$$

où \hat{F}_n est la distribution empirique des observations. Si $\{(D_k(t_0), D_k(t_0 + 1)), k = 1, \dots, n\}$ désigne le jeu de données des n observations, cette dernière s'écrit :

$$\hat{F}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \delta_{(D_k(t_0), D_k(t_0+1))}$$

où δ_o désigne la masse de Dirac en o .

Encadré A.6: Estimateur « plug-in » de la matrice de transition de Usher.

Estimateur par accroissement

Intuitivement, la grande variabilité générée par l'estimateur par proportion vient du fait que seule une partie de l'information est exploitée. En effet, toute l'information dont on dispose sur la croissance des arbres est réduite à une information binaire — l'arbre passe dans la classe supérieure ou ne passe pas — ce qui correspond à une perte importante d'information. Récemment, des estimateurs qui exploitent l'information que l'on a sur les accroissements ont vu le jour (Ralston *et al.*, 2003 ; Liang *et al.*, 2005a,b ; Namaalwa *et al.*, 2005 ; Rogers-Bennett & Rogers, 2006 ; Picard *et al.*, 2007). Il est hors de notre propos d'expliquer ici la base théorique de ces estimateurs. Nous nous contenterons de donner l'expression de ces estimateurs et renvoyons par exemple à Picard *et al.* (2007, 2008a,b) le lecteur désireux de comprendre la construction de cet estimateur.

Notons G_i^\bullet la distribution conditionnelle des diamètres au temps t_0 sachant que les arbres restent vivants entre les instants t_0 et $t_0 + 1$. Cette distribution est estimée par une loi exponentielle tronquée à la classe i (Olive, 2007, voir encadré A.7), c'est-à-dire :

$$\hat{G}_i^\bullet(x) = T(x ; \hat{\mu}_{\text{ML}}(\bar{D}_i), u_i, u_{i+1})$$

où T est donné par (A.18), $\hat{\mu}_{\text{ML}}$ est donné par (A.19), et

$$\bar{D}_i = \frac{\sum_{k=1}^n D_k(t_0) \mathbf{1}[u_i \leq D_k(t_0) < u_{i+1}] \mathbf{1}[D_k(t_0 + 1) \neq \dagger]}{\#\{u_i \leq D(t_0) < u_{i+1}, D(t_0 + 1) \neq \dagger\}}$$

représente le diamètre moyen au temps t_0 dans la classe i en excluant les arbres morts au temps $t_0 + 1$. Définissons à présent a_i comme la vitesse moyenne de croissance en diamètre dans la classe i . Elle peut être estimée par l'accroissement en diamètre moyen des arbres de la classe i entre les pas de temps t_0 et $t_0 + 1$, divisé par la durée Δt de ce pas de temps :

$$\hat{a}_i = \frac{1}{\Delta t} \frac{\sum_{k=1}^n \Delta D_k \mathbf{1}[u_i \leq D_k(t_0) < u_{i+1}] \mathbf{1}[D_k(t_0 + 1) \neq \dagger]}{\#\{u_i \leq D_k(t_0) < u_{i+1}, D_k(t_0 + 1) \neq \dagger\}}$$

avec $\Delta D_k = D_k(t_0 + 1) - D_k(t_0)$. L'estimateur par accroissement de p_i^\bullet est alors :

$$\hat{p}_{i\text{acc}}^\bullet = 1 - \hat{G}_i^\bullet(u_{i+1} - \hat{a}_i \Delta t) \quad (\text{A.15})$$

Pour le taux de mortalité, on considérera qu'il est le même dans toutes les classes de diamètre. L'estimateur correspondant est :

$$\hat{m}_{i\text{acc}} \equiv \hat{m}_{\text{acc}} = \frac{\#\{D(t_0 + 1) = \dagger\}}{n - \#\{D(t_0) = 0\}} \quad (\text{A.16})$$

Enfin, il n'y a pas de changement pour l'estimateur du taux de fécondité moyen, qui est le même que précédemment :

$$\hat{f}_{\text{acc}} \equiv \hat{f}_{\text{prop}} = \frac{\#\{D(t_0) = 0\}}{n - \#\{D(t_0) = 0\}} \quad (\text{A.17})$$

L'estimateur par accroissement $\hat{\mathbf{U}}_{\text{acc}}$ de la matrice de Usher est obtenu en remplaçant dans l'expression (A.4) de \mathbf{U} les paramètres f , p_i^\bullet et m_i par leur estimateur par accroissement. De même, l'estimateur par accroissement \hat{X}_{acc} du taux de reconstitution du stock est obtenu en remplaçant dans l'expression (A.8) de X la matrice de Usher \mathbf{U} par son estimateur par accroissement.

L'estimateur par accroissement est biaisé mais a une faible variance asymptotique. Il s'avère efficient pour les petites tailles d'échantillon (Picard *et al.*, 2007, 2008a).

Exemple du sapelli

L'application des estimateurs précédemment définis au jeu de données relatif au sapelli donné dans le tableau A.1 donne les estimations

La loi exponentielle tronquée est la restriction d'une loi exponentielle à un intervalle $[a, b[$ (Olive, 2007). Elle dépend de trois paramètres qui sont son taux μ et les bornes a et b de l'intervalle de troncature. Contrairement à la loi exponentielle dont le taux doit être strictement positif, μ peut prendre n'importe quelle valeur réelle. Pour $\mu \neq 0$, la fonction de répartition de la loi exponentielle tronquée est :

$$T(x; \mu, a, b) = [1 - \exp(-\mu(x-a))] / [1 - \exp(-\mu\delta)] \quad (a \leq x \leq b) \quad (\text{A.18})$$

où $\delta = b - a$ est la largeur de l'intervalle. Pour $\mu = 0$, la loi exponentielle tronquée se ramène à une distribution uniforme sur $[a, b[$. Quand $b = \infty$ et $\mu > 0$, la loi exponentielle tronquée se ramène à une loi exponentielle de paramètre μ . Sachant a et b , et étant donné un échantillon de valeurs T_1, \dots, T_n , l'estimateur du maximum de vraisemblance de μ est :

$$\hat{\mu}_{\text{ML}}(T_1, \dots, T_n) = \frac{1}{\delta} h^{-1} \left(\frac{\bar{T} - b}{\delta} \right) \quad (\text{A.19})$$

où $\bar{T} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n T_k$ est la moyenne empirique de T et h est une fonction continue monotone décroissante (et donc inversible) de \mathbf{R} dans $] -1, 0[$, définie par :

$$h(x) = \frac{1}{x} - \frac{1}{1 - \exp(-x)} \quad (x \neq 0)$$

et $h(0) = -\frac{1}{2}$.

Encadré A.7: Loi exponentielle tronquée.

suivantes : pour le taux moyen de fécondité, $\hat{f}_{\text{prop}} = \hat{f}_{\text{acc}} = 1.47\%$. Pour le taux de mortalité, $\hat{m}_{\text{acc}} = 3.66\%$ tandis que les taux de mortalité estimés avec l'estimateur par proportion sont donnés dans le tableau A.2. Les taux conditionnels de passage sont donnés dans ce même tableau. On observe en particulier de grandes fluctuations des valeurs de $\hat{p}_{i\text{prop}}^\bullet$ selon les classes, alors que ces fluctuations sont plus faibles avec $\hat{p}_{i\text{acc}}^\bullet$. Les fluctuations observées dans les classes 3 à 7 s'expliquent par la forme de la distribution diamétrique du sapelli à M'Baïki en 1982 (figure A.2) : ces classes de diamètre ne contiennent que très peu d'individus. En particulier la classe 4 ne comporte qu'un seul arbre. On notera également que $\hat{p}_{3\text{prop}}^\bullet = 0$, ce qui signifie qu'aucun n'arbre n'est capable, avec ces valeurs de paramètres, de passer de la classe 3 dans la classe 4 ! Tout se passe comme si le modèle

TAB. A.2 – *Taux de transition du sapelli à M’Baïki, tels qu’estimés à partir des données du tableau A.1 en utilisant l’estimateur par accroissement ou l’estimateur par proportion. Le nombre de classes est $K = 8$.*

classe i	borne (cm)		$\hat{m}_{i\text{prop}}$ (%)	$\hat{p}_{i\text{prop}}^\bullet$ (%)	$\hat{p}_{i\text{acc}}^\bullet$ (%)
	inf.	sup.			
1	9.5*	21.3	2.31	2.37	1.44
2	21.3	33.0	15.00	11.76	6.00
3	33.0	44.8	0.00	0.00	5.22
4	44.8	56.5	0.00	100.00	82.70
5	56.5	68.3	0.00	9.09	9.99
6	68.3	80.0	14.29	0.00	17.53
7	80.0	91.7	0.00	0.00	2.60
8	91.7	∞	4.35	0	0

* On devrait en principe avoir 10 cm mais, en pratique, certains arbres ont été mesurés en-dessous du seuil de 10 cm à M’Baïki.

matriciel n’avait que trois classes de diamètre. Cette caractéristique rédhibitoire est propre à l’estimateur par proportion : on peut montrer que la probabilité $\Pr(\hat{p}_{i\text{prop}}^\bullet = 0)$ est relativement élevée dès que la taille d’échantillon est faible, alors que cette même probabilité est nulle pour l’estimateur par accroissement (Picard *et al.*, 2007).

Choix de l’estimateur

Compte-tenu de ce qui précède, nous recommandons désormais d’utiliser l’estimateur par accroissement. Étant donné un jeu de données de n observations, noté \mathbf{s}_n , on définit la fonction X_{acc} qui à \mathbf{s}_n associe l’estimateur par accroissement \hat{X}_{acc} du taux de reconstitution du stock X :

$$\hat{X}_{\text{acc}} = X_{\text{acc}}(\mathbf{s}_n) \quad (\text{A.20})$$

Dans cette relation, il doit être clair que X_{acc} est une fonction fixe tandis que \hat{X}_{acc} et \mathbf{s}_n sont des quantités aléatoires : la loi de \mathbf{s}_n est

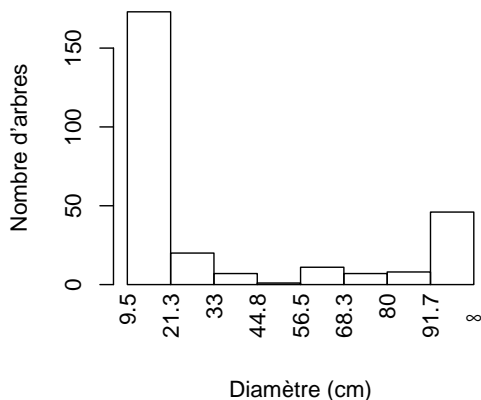


FIG. A.2 – *Histogramme de la distribution diamétrique du sapelli à M'Baïki en 1982.*

$F \times \dots \times F$ (n fois) tandis que la loi de \hat{X}_{acc} découle de F via X_{acc} . Cette fonction X_{acc} est définie ainsi :

- reporter les observations de \mathbf{s}_n dans les estimateurs par accroissement des taux de transition (équations (A.15)–(A.17)) ;
- remplacer dans l'expression (A.4) de la matrice de Usher les taux de transition par leur estimateur par accroissement ; le résultat de cette substitution est $\hat{\mathbf{U}}_{\text{acc}}$;
- remplacer dans l'expression (A.8) du taux de reconstitution du stock la matrice de Usher par son estimateur $\hat{\mathbf{U}}_{\text{acc}}$; le résultat de cette substitution est, par définition, $X_{\text{acc}}(\mathbf{s}_n)$.

A.3.4 Méthode bootstrap

Les estimateurs font le lien entre le jeu de données d'observations et l'estimation du taux de reconstitution du stock X qu'on en déduit. Reste à établir le lien entre la taille d'échantillon et la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock. Pour cela, nous proposons d'utiliser une procédure bootstrap. Le principe de l'approche bootstrap est de remplacer la loi F des observations, qui est inconnue, par la loi empirique \hat{F}_n des observations (Efron & Tibshirani, 1993 ; voir encadré A.6).

À ce stade, il est impératif d'établir une distinction claire entre l'échantillon d'observations utilisé pour caler la relation taille d'échantillon / précision d'estimation de X , et le plan d'échantillonnage qui définit la taille d'échantillon à atteindre et, éventuellement, la répartition des arbres dans les différentes classes de diamètre. On notera ainsi \mathbf{s}_n le jeu de données de n observations utilisé pour caler la relation taille d'échantillon / précision d'estimation de X , et n^* la taille d'échantillon prévue dans le plan d'échantillonnage. La méthode bootstrap permet, à partir de \mathbf{s}_n , de calculer la précision d'estimation $\varepsilon(n^*)$ de X que l'on aurait en utilisant un échantillon $\mathbf{s}_{n^*}^*$ de taille n^* . L'algorithme bootstrap est le suivant (Efron & Tibshirani, 1993) :

1. tirer B échantillons bootstrap indépendants $\mathbf{s}_{n^*}^{*(1)}, \mathbf{s}_{n^*}^{*(2)}, \dots, \mathbf{s}_{n^*}^{*(B)}$, chacun consistant en n^* observations tirée dans \mathbf{s}_n selon une procédure explicitée ci-dessous ;
2. calculer la réplique bootstrap correspondant à chaque échantillon bootstrap :

$$\hat{X}_b^* = X_{\text{acc}}(\mathbf{s}_{n^*}^{*(b)}) \quad (b = 1, \dots, B)$$

où X_{acc} est définie par (A.20) ;

3. estimer l'espérance de \hat{X}_{acc} par la moyenne empirique des B répliques :

$$\hat{X}_{\bullet}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{X}_b^* \quad (\text{A.21})$$

4. estimer la borne inférieure $\hat{X}_{\alpha, \text{inf}}$ de l'intervalle de confiance au seuil α comme le quantile empirique au seuil $\alpha/2$ des valeurs \hat{X}_b^* ;
5. estimer la borne supérieure $\hat{X}_{\alpha, \text{sup}}$ de l'intervalle de confiance au seuil α comme le quantile empirique au seuil $1 - \alpha/2$ des valeurs \hat{X}_b^* ;
6. calculer la précision d'estimation au seuil α comme le ratio de la demi-amplitude de l'intervalle de confiance au seuil α divisé par la valeur estimée du taux de reconstitution du stock , soit :

$$\hat{\varepsilon}_{\alpha} = \frac{\hat{X}_{\alpha, \text{sup}} - \hat{X}_{\alpha, \text{inf}}}{2\hat{X}_{\bullet}^*} \quad (\text{A.22})$$

où \hat{X}_{\bullet}^* est donné par (A.21).

Il ne reste plus qu'à préciser la façon dont sont tirées dans \mathbf{s}_n les n^* observations de l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$. Deux cas sont à distinguer selon que l'on contrôle ou non la distribution en diamètre des arbres au sein de $\mathbf{s}_{n^*}^*$.

La distribution diamétrique n'est pas contrôlée

C'est typiquement le cas lorsque l'on réalise des parcelles permanentes : l'échantillon est constitué de tous les arbres de l'espèce rencontrés dans la parcelle, et on ne sait donc pas à l'avance quelle va être la distribution diamétrique des arbres au sein de l'échantillon. Dans ce cas, le plan d'échantillonnage ne peut pas spécifier une distribution diamétrique *a priori* devant être respectée par l'échantillon. Le seul paramètre que l'on contrôle au niveau du plan d'échantillonnage est la taille d'échantillon n^* . Dans ce cas, les n^* observations de l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ sont simplement tirées avec remise dans \mathbf{s}_n . Implicitement, la structure diamétrique de l'échantillon bootstrap reflète celle du jeu de données d'observations. Un exemple de tirage avec remise est illustré dans la figure A.3a.

La distribution diamétrique est contrôlée

C'est typiquement le cas lorsque l'on réalise des sentiers : dans la mesure où l'on choisit un par un les arbres inclus dans l'échantillon, on a toute latitude de contrôler la distribution diamétrique des arbres au sein de cet échantillon. La distribution diamétrique de l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ n'a alors aucune raison d'être la même que celle du jeu de données \mathbf{s}_n . Soit w_0, w_1, \dots, w_K (avec $\sum_{i=0}^K w_i = 1$) la distribution diamétrique ciblée pour l'échantillon bootstrap. Le poids w_i s'interprète comme la proportion d'observations de l'échantillon bootstrap qui se trouvent dans la i^{e} classe de diamètre au temps t_0 , le poids w_0 représentant la proportion de recrutés dans l'échantillon bootstrap.

Le cas de la classe 0 correspondant aux arbres recrutés doit être traité à part. D'un point de vue théorique, le taux de fécondité moyen f s'identifie à $w_0/(1 - w_0)$ où w_0 est la proportion de recrutés dans l'échantillon, de sorte que l'on ne peut pas en même temps contrôler w_0 et estimer f . D'un point de vue pratique, le nombre de recrutés n'est connu qu'une fois que la re-mesure a été réalisée. Le nombre de

recrutés ne peut pas être connu initialement et donc ne peut pas, par essence, être contrôlé *a priori*. Le tirage des recrutés dans l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ s'effectue donc nécessairement de la façon suivante :

- (i). soit $\mathbf{s}_{n_0}^{(0)}$ le sous-jeu de données extrait du jeu de données \mathbf{s}_n qui correspond aux n_0 recrutés observés ;
- (ii). calculer la proportion $\hat{f}^* = n_0/n$ de recrutés dans le jeu de données \mathbf{s}_n (cf. équation (A.14)) ; par essence, $f^* \equiv w_0$ ne peut pas être choisi ;
- (iii). tirer le nombre F_0^* de recrutés dans l'échantillon bootstrap selon une loi binomiale de paramètres n^* et \hat{f}^* ;
- (iv). tirer les diamètres au temps $t_0 + 1$ des F_0^* arbres recrutés selon un tirage avec remise dans $\mathbf{s}_{n_0}^{(0)}$; soit $\mathbf{s}_{F_0^*}^{*(0)}$ le sous-échantillon bootstrap ainsi obtenu.

Il reste alors $n^{*'} = n^* - F_0^*$ observations à répartir entre les K classes de diamètre. Soit $w'_i = w_i/(1 - f^*) = 1/(1 - w_0)$ la proportion d'observations se trouvant dans la i^{e} classe de diamètre parmi les $n^{*'}$ observations qui restent à tirer (avec $\sum_{i=1}^K w'_i = 1$). Le nombre d'observations planifié dans la classe i est donc : $n_i^* = [w'_i n^{*'}]$, où $[x]$, pour tout réel x , désigne l'arrondi à l'entier le plus proche. En moyenne,

$$E(w'_i n^{*'}) = \frac{w_i}{1 - f^*} E(n^{*'}) = w_i \frac{n^* - E(F_0^*)}{1 - f^*} = w_i \frac{n^* - n^* f^*}{1 - f^*} = w_i n^*$$

de sorte que, en moyenne, le nombre d'observations dans la classe i est bien défini par le poids w_i . Le tirage de l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ se poursuit alors de la façon suivante :

- (v). partager le jeu de données \mathbf{s}_n en K sous-jeux de données $\mathbf{s}_{n_1}^{(1)}$, $\mathbf{s}_{n_2}^{(2)}$, ..., $\mathbf{s}_{n_K}^{(K)}$ qui correspondent respectivement aux n_1 arbres observés dans la classe 1 au temps t_0 , aux n_2 arbres observés dans la classe 2 au temps t_0 , ..., jusqu'aux n_K arbres observés dans la classe K au temps t_0 ;
- (vi). tirer n_1^* observations avec remise dans $\mathbf{s}_{n_1}^{(1)}$; soit $\mathbf{s}_{n_1^*}^{*(1)}$ le sous-échantillon bootstrap ainsi obtenu ;
- (vii). tirer n_2^* observations avec remise dans $\mathbf{s}_{n_2}^{(2)}$; soit $\mathbf{s}_{n_2^*}^{*(2)}$ le sous-échantillon bootstrap ainsi obtenu ;
- (viii). ainsi de suite, jusqu'à la classe K ;

(ix). l'échantillon bootstrap est obtenu par la réunion des $K+1$ sous-échantillons bootstrap :

$$\mathbf{s}_{n^*}^* = \{\mathbf{s}_{F_0^*}^{*(0)}, \mathbf{s}_{n_1^*}^{*(1)}, \mathbf{s}_{n_2^*}^{*(2)}, \dots, \mathbf{s}_{n_K^*}^{*(K)}\}$$

où $\mathbf{s}_{F_0^*}^{*(0)}$ est défini par les étapes (i) à (iv) de l'algorithme. On remarquera que, du fait de l'arrondi, la taille effective de l'échantillon bootstrap, qui est égale à :

$$F_0^* + \sum_{i=1}^K [w_i' n^{*'}] = F_0^* + \sum_{i=1}^K [w_i'(n^* - F_0^*)]$$

peut légèrement différer de n^* .

Les poids w_1, w_2, \dots, w_K sont choisis. La question finale est donc : comment les choisir ? Si l'objectif du dispositif était d'estimer le taux de reconstitution du stock et rien d'autre, une réponse appropriée serait de choisir les poids w_i de manière à optimiser la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock. La variance de \hat{X}_{acc} peut être approchée de la façon suivante : si on rassemble les $2K$ paramètres $m_1, \dots, m_K, p_1^\bullet, \dots, p_{K-1}^\bullet$, et f de la matrice de Usher dans un vecteur θ , la δ -méthode fournit l'approximation suivante :

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}) \simeq & \sum_{i=1}^{2K} \text{Var}(\hat{\theta}_i) \left[\frac{\partial \xi}{\partial \theta_i}(\theta) \right]^2 + \sum_{i=2}^{2K} \sum_{j < i} \text{Cov}(\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_j) \times \\ & \left[\frac{\partial \xi}{\partial \theta_i}(\theta) \right] \left[\frac{\partial \xi}{\partial \theta_j}(\theta) \right] \end{aligned}$$

où θ_i est la i^{e} composante de θ (ainsi $\theta_1 \equiv m_1$, $\theta_K \equiv m_K$, $\theta_{K+1} \equiv p_1^\bullet$, etc.), et ξ est la fonction de \mathbf{R}^{2K} dans \mathbf{R}^+ qui à θ associe X (selon la relation (A.8)). L'expression de la dérivée première de ξ est précisée dans l'encadré A.8. Il est hors de notre propos de poursuivre plus loin ce raisonnement ; simplement, $\text{Var}(\hat{\theta}_i)$ étant approximativement inversement proportionnel au nombre d'observations dans la classe à laquelle se rapporte θ_i , on a intérêt, pour minimiser la variance de \hat{X}_{acc} à affecter un poids d'autant plus fort à une classe que ξ dépend fortement des paramètres relatifs à cette classe (dans le sens : $\partial \xi / \partial \theta_i$ est élevé).

Soit ξ l'application définie par (A.8) :

$$\xi : \begin{matrix} \mathbf{R}^{2K} & \rightarrow & \mathbf{R}^+ \\ (m_1, \dots, m_K, p_1^\bullet, \dots, p_{K-1}^\bullet, f) \equiv \theta & \mapsto & X \end{matrix}$$

où X est le taux de reconstitution du stock et θ est le vecteur des $2K$ paramètres de la matrice de Usher avec, dans cet ordre : les K taux de mortalité m_1, \dots, m_K , puis les $K - 1$ taux de passage conditionnel $p_1^\bullet, \dots, p_{K-1}^\bullet$, et enfin le taux de fécondité moyen f . Soit π la fonction :

$$\pi : \begin{matrix} \mathbf{R}^{2K} & \rightarrow & \mathbf{R}^{2K} \\ (q_1, \dots, q_K, p_1, \dots, p_{K-1}, f) \equiv \vartheta & \mapsto & \theta \end{matrix}$$

qui reparamétrise les taux de transition de la matrice de Usher en taux de transition conditionnels. Soit enfin $\psi = \xi \circ \pi$. La dérivée première de ψ par rapport à ϑ , c'est-à-dire le vecteur de longueur $2K$ des dérivées partielles,

$$D_{\vartheta}\psi = \left[\frac{\partial \psi}{\partial q_1}, \dots, \frac{\partial \psi}{\partial q_K}, \frac{\partial \psi}{\partial p_1}, \dots, \frac{\partial \psi}{\partial p_{K-1}}, \frac{\partial \psi}{\partial f} \right]$$

a été calculé par Chagneau (2006) et a pour expression :

$$D_{\vartheta}\psi = \frac{1}{\mathbf{I}'_d \mathbf{N}(0)} \sum_{i=d}^K \sum_{k=1}^K N_k(0^+) [D\mathcal{H}(\vartheta)]_{(k-1)K+i}$$

où $N_k(0^+)$ est le k^e élément du vecteur $(\mathbf{I}_1 - \mathbf{I}_{d^*}) \odot \mathbf{N}(0)$, et $[D\mathcal{H}(\vartheta)]_i$ est la i^e ligne de la matrice Jacobienne $D\mathcal{H}(\vartheta)$ de l'application $\vartheta \mapsto \mathbf{U}^T$. Cette matrice Jacobienne a pour expression :

$$D\mathcal{H}(\vartheta) = \left[\sum_{j=1}^T (\mathbf{U}')^{T-j} \otimes \mathbf{U}^{j-1} \right] \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{J}_1 & \mathbf{L}_1 & \mathbf{M} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{J}_{K-1} & \mathbf{L}_{K-1} & \mathbf{M} \\ \mathbf{J}_K & \mathbf{0} & \mathbf{M} \end{pmatrix}$$

où \otimes est le produit de Kronecker, \mathbf{J}_i est la matrice $K \times K$ avec un seul élément non nul $[\mathbf{J}_i]_{ii}$ égal à 1, \mathbf{L}_i est la matrice $K \times (K - 1)$ avec un seul élément non nul $[\mathbf{L}_i]_{i+1,i}$ égal à 1, et \mathbf{M} est le vecteur de longueur K dont le seul élément non nul est le premier, qui est égal à 1.

Suite page suivante

Suite de la page précédente

Comme $\xi = \psi \circ \pi^{-1}$ et que π^{-1} est définie par $p_i = p_i^\bullet(1 - m_i)$ et $q_i = (1 - p_i^\bullet)(1 - m_i)$, on en déduit par la règle de dérivation composée : $(\partial\xi/\partial f) = (\partial\psi/\partial f)$ et

$$\begin{aligned}\frac{\partial\xi}{\partial m_i} &= -(1 - p_i^\bullet)\frac{\partial\psi}{\partial q_i} - p_i^\bullet\frac{\partial\psi}{\partial p_i} \\ \frac{\partial\xi}{\partial p_i^\bullet} &= -(1 - m_i)\frac{\partial\psi}{\partial q_i} + (1 - m_i)\frac{\partial\psi}{\partial p_i}\end{aligned}$$

Encadré A.8: Dérivée première de la fonction ξ de \mathbf{R}^{2K} dans \mathbf{R}^+ qui au vecteur θ des paramètres de la matrice de Usher associe le taux de reconstitution du stock X .

À titre d'exemple, le tableau A.3 donne les valeurs des dérivées partielles en $\hat{\theta}_{\text{acc}}$ de ξ pour le sapelli, pour une durée de rotation $T = 25$ pas de temps (soit 50 ans) et un DMA égal au DME (soit 80 cm). On remarque tout d'abord que $(\partial\xi/\partial m_i) < 0$, ce qui est logique : toutes choses égales par ailleurs, le taux de reconstitution du stock diminue lorsque les taux de mortalité augmentent. De même $(\partial\xi/\partial p_i^\bullet) \geq 0$: toutes choses égales par ailleurs, le taux de reconstitution du stock augmente lorsque les taux de passage (c'est-à-dire la croissance) augmentent. On peut noter également que $(\partial\xi/\partial p_7^\bullet) = 0$, ce qui est normal : dans la mesure où les classes exploitables sont les classes 7 et 8 (cf. tableau A.2), le taux de transition de la classe 7 à la classe 8 n'influence pas le stock exploitable, et donc X . Le tableau A.3 montre surtout que tous les paramètres ne font pas varier ξ de la même manière.

En suivant cet exemple du sapelli à M'Baïki, on serait amené, si l'objectif était vraiment de minimiser la variance de \hat{X}_{acc} , à prendre des poids qui varient d'une classe à l'autre en fonction de $(\partial\xi/\partial\theta_i)$. On voit bien que cette situation n'est pas pleinement satisfaisante. De plus les dérivées partielles $(\partial\xi/\partial\theta_i)$ dépendent de la distribution diamétrique initiale $\mathbf{N}(0)$, de sorte qu'un échantillon qui aurait été optimisé pour une certaine distribution diamétrique du peuplement ne serait plus optimale pour une autre distribution diamétrique ! Il nous

TAB. A.3 – Dérivées partielles en $\hat{\theta}_{acc}$ de l'application ξ qui au vecteur des paramètres θ associe le taux de reconstitution du stock, pour le sapelli, une durée de rotation égale à 25 pas de temps et un DMA égal au DME.

θ_i	$(\partial\xi/\partial\theta_i)$	θ_i	$(\partial\xi/\partial\theta_i)$	θ_i	$(\partial\xi/\partial\theta_i)$
m_1	-0.0652	m_7	-1.8938	p_5^\bullet	0.5379
m_2	-0.1542	m_8	-0.4195	p_6^\bullet	0.2109
m_3	-0.2884	p_1^\bullet	0.8512	p_7^\bullet	0
m_4	-0.0694	p_2^\bullet	0.4024	f	0.0684
m_5	-0.7860	p_3^\bullet	0.7257		
m_6	-0.8536	p_4^\bullet	0.0080		

semble plus robuste en définitive de ne favoriser aucune classe de diamètre en particulier dans le plan d'échantillonnage, c'est-à-dire d'utiliser une distribution diamétrique uniforme pour l'échantillon. Cela revient à prendre des poids proportionnels à la largeur des classes :

$$w'_i = \frac{\delta_i}{\sum_k \delta_k} \quad (\text{A.23})$$

où $\delta_i = u_{i+1} - u_i$ est la largeur de la i^e classe de diamètre. En particulier, si les classes de diamètre ont une largeur constante, tous les poids sont égaux : $w'_1 = w'_2 = \dots = w'_K = 1/K$. Un exemple de tirage selon cet algorithme est illustré dans la figure A.3b.

Le tirage avec contrôle de la distribution diamétrique de l'échantillon constitue en fait une généralisation du tirage sans contrôle (ou tirage simple avec remise) : il suffit de prendre $w_i = n_i/n$, où n_i est le nombre d'arbres du jeu de données \mathbf{s}_n dont le diamètre au temps t_0 se trouve dans la i^e classe de diamètre, pour que le tirage avec contrôle se ramène au tirage simple avec remise.

En principe, rien n'oblige que le découpage en classes de diamètre utilisé pour le tirage bootstrap soit le même que celui utilisé pour le modèle matriciel. En pratique, il est fortement déconseillé d'utiliser un découpage en classes différent pour le tirage bootstrap et pour le modèle matriciel. La raison en est que l'estimateur par accroissement de p_i^\bullet , donné par l'équation (A.15), dépend de la distribution diamétrique G_i^\bullet au sein de la classe i du modèle matriciel. En utilisant

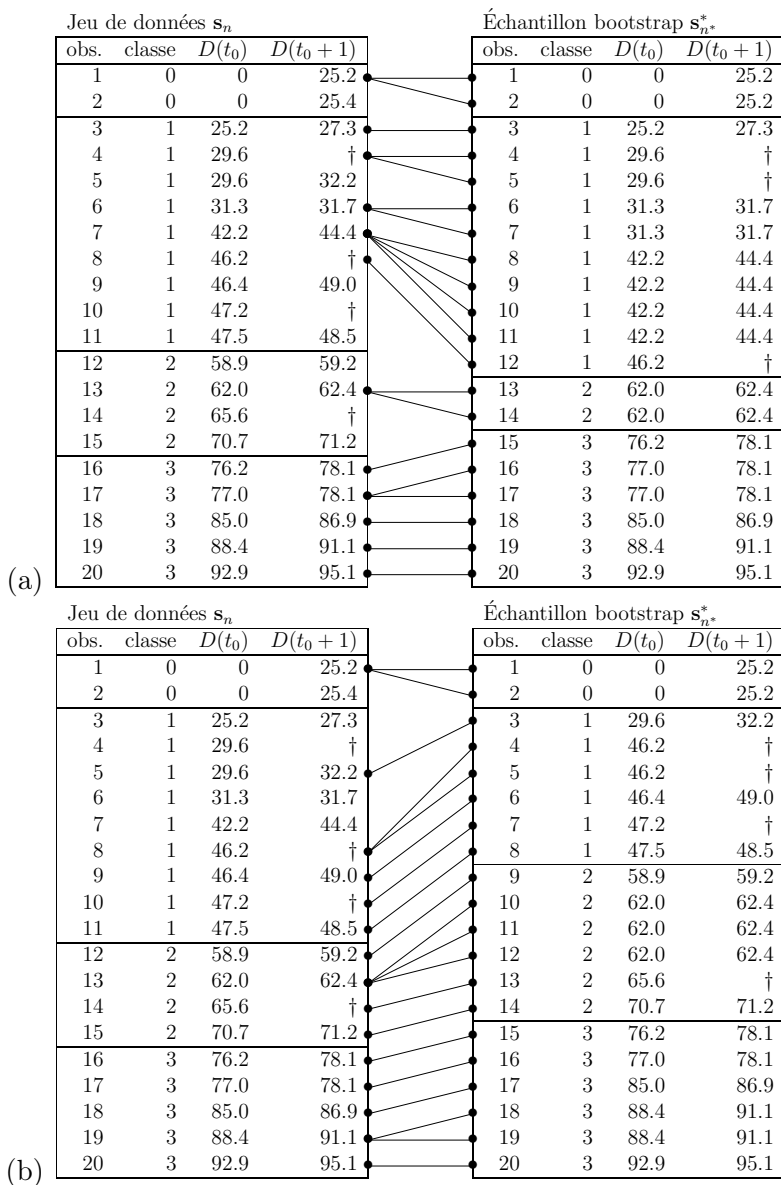


FIG. A.3 – Tirage avec remise d'un échantillon bootstrap \mathbf{s}_n^* : (a) la structure diamétrique de l'échantillon bootstrap n'est pas contrôlée (et reflète celle du jeu de données \mathbf{s}_n) ; (b) la structure diamétrique de l'échantillon bootstrap est contrôlée (ici une distribution uniforme). Dans ce cas de figure, $n^* = n$.

un découpage en classe pour le tirage bootstrap différent de celui du modèle, on peut aboutir à une distribution G_i^\bullet très artificielle, s'ajustant très mal à une loi exponentielle tronquée. On notera au passage que le fait d'avoir une distribution diamétrique *globalement* uniforme (c'est-à-dire autant d'arbres dans chaque classe) n'implique pas que la distribution diamétrique soit uniforme au sein de chaque classe : il faut donc conserver la correction de biais dans l'estimateur $\hat{p}_{i\text{acc}}^\bullet$.

Enfin, même dans le cas où le découpage en classes est le même pour le tirage bootstrap et pour le modèle matriciel, la valeur du taux de reconstitution du stock calculée par la méthode bootstrap à partir de $\mathbf{s}_{n^*}^*$ (cf. (A.21)) peut légèrement différer de celle calculée à partir du jeu de données \mathbf{s}_n . La raison en est que l'estimateur (A.16) utilisé pour les taux de mortalité suppose que le taux de mortalité est le même dans toutes les classes de diamètre. En pratique il n'en est rien (tableau A.2). En repondérant les classes de diamètre dans l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$, on modifie donc l'estimation du taux de mortalité, et par là même celle du taux de reconstitution du stock. En pratique, la différence de valeur de X que cela engendre est si petite que cela n'a guère d'importance.

A.3.5 Application au sapelli

En combinant l'algorithme de tirage d'un échantillon bootstrap avec l'algorithme de calcul de la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock, on obtient un algorithme de calcul de la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock en fonction de la taille d'échantillon n^* . Appliquons à présent cette méthode au sapelli à M'Baïki, en distinguant le cas où l'on contrôle la distribution diamétrique de l'échantillon du cas où on ne la contrôle pas.

La distribution diamétrique de l'échantillon n'est pas contrôlée

Dans ce cas, la distribution diamétrique de l'échantillon reflète celle du jeu de données, ici donné par le tableau A.1. La figure A.4a montre la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock en fonction de la taille d'échantillon n^* , pour les trois niveaux $\alpha = 0.8, 0.9$ et 0.95 . La précision a été calculée en utilisant $B = 10\,000$

tirages bootstrap. Le logarithme de la précision ε décroît de façon approximativement linéaire en fonction du logarithme de n^* , ce qui correspond à une décroissance en fonction puissance de ε par rapport à n^* . Le coefficient de la puissance, qui correspond à la pente des droites de la figure A.4a, est proche de -0.5 . Ainsi ε est, avec une bonne approximation, proportionnel à $1/\sqrt{n^*}$.

Le tableau A.4a, qui se déduit directement de la figure A.4a, montre la taille d'échantillon n^* requise pour atteindre une précision d'estimation ε de 10, 20 ou 30 % au seuil de 80, 90 ou 95 %. Ce calcul de la taille d'échantillon requise est long en calculs puisqu'il requiert B tirages bootstrap pour chaque valeur testée de n^* . Dans la mesure où ε est approximativement proportionnel à $1/\sqrt{n^*}$, une méthode de calcul plus rapide consiste à utiliser la formule :

$$n_{\alpha}^* = n \left(\frac{\varepsilon_{0\alpha}}{\varepsilon} \right)^2 \quad (\text{A.24})$$

où n est le nombre d'observations du jeu de données, $\varepsilon_{0\alpha}$ est la précision d'estimation au seuil α obtenue avec une taille d'échantillon égale à n , ε est la précision d'estimation que l'on souhaite atteindre, et n_{α}^* est la taille d'échantillon requise pour atteindre cette précision au seuil α . L'utilisation de cette formule ne requiert « que » B tirages bootstrap (pour obtenir la première précision). Le tableau A.4b montre la taille d'échantillon requise calculée avec la formule (A.24). On vérifie que les tailles d'échantillon sont du même ordre que celles calculées directement à partir de la figure A.4a.

La distribution diamétrique de l'échantillon est contrôlée

On choisit alors une distribution uniforme, c'est-à-dire que l'on cherche à avoir autant d'observations dans chaque classe de diamètre. La figure A.4b montre la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock en fonction de la taille d'échantillon n^* , pour les trois niveaux $\alpha = 0.8, 0.9$ et 0.95 . La précision a été calculée en utilisant $B = 10\,000$ tirages bootstrap. À nouveau, le logarithme de la précision ε décroît de façon approximativement linéaire en fonction du logarithme de n^* , de sorte que la formule (A.24) fournit à nouveau une approximation rapide à calculer.

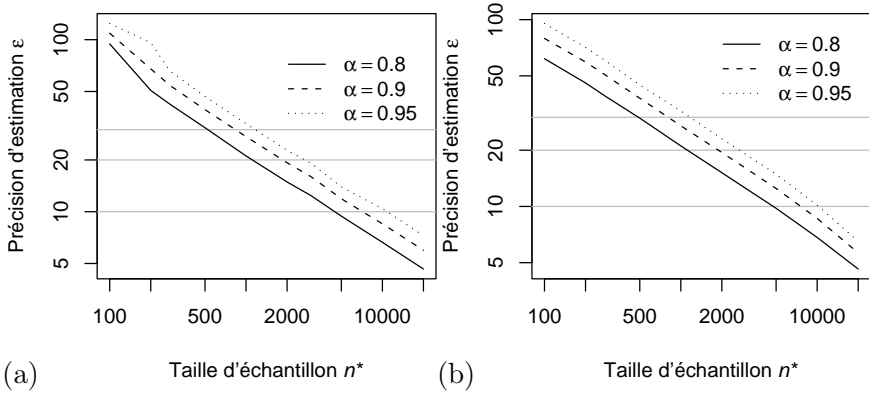


FIG. A.4 – *Précision d'estimation du taux de reconstitution du stock du sapelli à M'Baïki en fonction de la taille d'échantillon n^* , pour les trois niveaux $\alpha = 0.8, 0.9$ et 0.95 : (a) lorsque la distribution diamétrique de l'échantillon n'est pas contrôlée (tirage avec remise simple) ; (b) lorsque la distribution diamétrique de l'échantillon est contrôlée. Les axes sont en coordonnées logarithmiques.*

Le tableau A.4c, qui se déduit directement de la figure A.4b, montre la taille d'échantillon n^* requise pour atteindre une précision d'estimation ϵ de 10, 20 ou 30 % au seuil de 80, 90 ou 95 %, tandis que le tableau A.4d montre la taille d'échantillon calculée à l'aide de la formule approchée (A.24). Les valeurs sont proches de celles obtenues par échantillonnage simple avec remise. Ainsi, dans le cas du sapelli à M'Baïki, le fait de contrôler ou non la distribution diamétrique de l'échantillon a peu d'incidence sur la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock.

A.4 Parcelle permanente

À présent que la relation entre la taille n^* d'échantillon et la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock est établie, calculons le nombre p et la taille unitaire S de parcelles permanentes qu'il faudrait suivre pour estimer X pour une espèce donnée avec une précision donnée à un seuil donné. La question se décompose en deux :

TAB. A.4 – *Taille d'échantillon n^* requise pour atteindre une précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné : lorsque la distribution diamétrique de l'échantillon n'est pas contrôlée : (a) calculée à partir des courbes de la figure A.4a ; (b) calculée à l'aide de la formule approchée (A.24) ; lorsque la distribution diamétrique de l'échantillon est contrôlée : (c) calculée à partir des courbes de la figure A.4b ; (d) calculée à l'aide de la formule approchée (A.24).*

Précision ε					Précision ε							
		α	10 %	20 %	30 %			α	10 %	20 %	30 %	
(a)		0.8	4 477	1 112	524	(b)		0.8	4 917	1 229	546	
		0.9	7 159	1 857	836		(c)		0.9	8 130	2 032	903
		0.95	10 840	2 702	1 168			(d)		0.95	11 961	2 990
	0.8	4 764	1 118	489		0.8			4 230	1 057	470	
	0.9	7 580	1 886	808		0.9	7 131		1 783	792		
	0.95	10 245	2 687	1 172		0.95	10 162	2 540	1 129			

(i) quelle doit être la superficie totale $A = pS$ du dispositif ? Et (ii) comment partager cette superficie A (compromis SLOSS) ? Dans la mesure où la variabilité environnementale n'est pas prise en compte, ces deux questions peuvent être traitée séparément.

A.4.1 Superficie totale

En toute rigueur, la relation entre la taille d'échantillon n^* et la précision d'estimation de X ne suffit pas pour calculer la superficie totale A , car le nombre d'individus qui se trouvent dans un domaine de superficie A est lui-même aléatoire. Soit N le nombre d'arbres se trouvant sur une superficie A . En toute rigueur, N est aléatoire et suit une loi qui dépend du mode de répartition spatiale des arbres. Par exemple, si les arbres sont répartis au hasard dans l'espace, N suit une loi de Poisson de paramètre λA , où λ est la densité de l'espèce (nombre d'individus de cette espèce par unité de surface). En général les espèces ont des répartitions spatiales agrégatives (Batista & Maguire, 1998 ; Dessard *et al.*, 2004), de sorte que N est sur-dispersé par rapport à la loi de Poisson (en d'autres termes, $\text{Var}(N) > \text{E}(N)$ alors qu'il y a égalité pour la loi de Poisson). Pour spécifier la loi de N , il faudrait donc spécifier un modèle pour la répartition spatiale

des arbres. On appelle un tel modèle un processus ponctuel (Cressie, 1993 ; Stoyan & Stoyan, 1994 ; Møller & Waagepetersen, 2004). L'utilisation des processus ponctuels en foresterie, y compris pour les questions d'inventaires, a connu un fort essor ces dernières années. Toutefois nous considérerons ici que l'utilisation des processus ponctuels constitue une complication inutile au regard de la précision recherchée pour évaluer la taille d'échantillon n^* . De plus l'utilisation de cette théorie requiert la connaissance de paramètres supplémentaires pour chacune des espèces (paramètres relatifs à leur mode de répartition spatiale), alors que ces paramètres ne sont en général pas disponibles.

Esquissons tout de même la théorie lorsque N est aléatoire, avant de simplifier le problème. La précision d'estimation de X au seuil α s'écrit :

$$\varepsilon_\alpha = q_\alpha \frac{[\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}})]^{\frac{1}{2}}}{\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}})}$$

où q_α est un quantile donné. À partir du moment où N est aléatoire, l'espérance et la variance de \hat{X}_{acc} se décomposent selon :

$$\begin{aligned} \text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}) &= \text{E}[\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] \\ \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}) &= \text{E}[\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] + \text{Var}[\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] \end{aligned}$$

Soit $n^* = \lambda A$ l'espérance de N . En faisant un développement limité autour de n^* de la fonction ϕ qui à n associe $\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n)$, on obtient :

$$\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N) \simeq \text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + (N - n^*) \phi'(n^*) + \frac{1}{2}(N - n^*)^2 \phi''(n^*)$$

D'où :

$$\text{E}[\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] \simeq \text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \frac{1}{2}\text{Var}(N) \phi''(n^*)$$

De la même manière :

$$\begin{aligned} \text{E}[\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] &\simeq \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \frac{1}{2}\text{Var}(N) \phi''(n^*) \\ \text{Var}[\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N)] &\simeq \text{Var}(N) [\phi'(n^*)]^2 \end{aligned}$$

où φ est la fonction qui à n associe $\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n)$. Au final,

$$\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}) \simeq \text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \text{Var}(N) \frac{\phi''(n^*)}{2} \quad (\text{A.25})$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}) \simeq & \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \text{Var}(N) \times \\ & \left\{ \frac{\phi''(n^*)}{2} + [\phi'(n^*)]^2 \right\} \end{aligned} \quad (\text{A.26})$$

Dans ces expressions, on reconnaît deux termes, $\text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*)$ et $\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*)$, que l'on connaît bien et que l'on sait calculer, plus deux termes correctifs qui viennent du fait que N est aléatoire. Les deux termes correctifs dépendent d'ailleurs de la variance de N , elle-même fonction du mode de répartition spatiale de l'espèce. Il s'agit à présent d'avoir un ordre de grandeur de ces termes correctifs. Pour cela, il faut d'abord évaluer $\phi'(n^*)$, $\phi''(n^*)$ et $\phi'''(n^*)$.

Le cas le plus simple à traiter est $\phi''(n^*)$. L'approximation (A.24) signifie en effet que $\varphi(n) \equiv \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n)$ est approximativement égal à σ_0^2/n , où σ_0 est la variance asymptotique de \hat{X}_{acc} . Ainsi

$$\phi''(n^*) \approx \frac{2\sigma_0^2}{n^{*3}}$$

Le cas de $\phi'(n^*)$ et $\phi'''(n^*)$ est un peu plus délicat. Notons $\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)$ le vecteur des estimateurs des $2K$ paramètres de la matrice de Usher pour un échantillon de taille n , et ξ la fonction de \mathbf{R}^{2K} dans \mathbf{R} qui à $\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)$ associe \hat{X}_{acc} sachant $N = n$. L'espérance de $\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)$ est indépendante de n . Cependant, la fonction ξ n'étant pas linéaire,

$$\phi(n) \equiv \text{E}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n) = \text{E}\{\xi[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]\} \neq \xi\{\text{E}[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]\}$$

n'est pas pour autant indépendante de n . L'écart peut être approché à nouveau par un développement limité :

$$\begin{aligned} \phi(n) &= \text{E}\{\xi[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]\} \simeq \xi\{\text{E}[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]\} + \\ & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{2K} \sum_{j=1}^{2K} \text{Cov}[\hat{\theta}_{\text{acc}i}(n), \hat{\theta}_{\text{acc}j}(n)] \frac{\partial^2 \xi}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \{\text{E}[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]\} \end{aligned}$$

Les prémisses de l'expression de la dérivée seconde de ξ sont donnés dans l'encadré A.9. La covariance entre $\hat{\theta}_{\text{acc}i}(n)$ et $\hat{\theta}_{\text{acc}j}(n)$ est

La dérivée première de ξ a déjà été précisée dans l'encadré A.8. On donne en fait ici l'expression de la dérivée seconde de l'application ζ :

$$\zeta : \begin{array}{ccc} \mathbf{R}^{K \times K} & \rightarrow & \mathbf{R}^{K \times K} \\ \mathbf{U} & \mapsto & \mathbf{U}^T \end{array}$$

la règle de dérivation en chaîne permettant d'obtenir immédiatement l'expression de la dérivée seconde de ξ à partir de celle de ζ . La matrice Hessienne de ζ a été calculée par P. Chagneau et F. Mortier ; c'est une matrice $K^2 \times K^2$ qui a pour expression :

$$\begin{aligned} \mathbf{H} = & (\mathbf{I}_m \otimes \mathbf{K}_{mm} \otimes \mathbf{I}_m) \left[\sum_{j=1}^{T-1} \left[\left(\sum_{k=1}^{T-j} \mathbf{U}'^{T-j-k} \otimes \mathbf{U}^{k-1} \right) \otimes \text{vec } \mathbf{U}'^{j-1} \right] \right. \\ & \left. + \mathbf{K}_{m^2 m^2} \sum_{j=2}^T \left[\left(\mathbf{K}_{mm} \sum_{i=1}^{j-1} (\mathbf{U}'^{j-1-i} \otimes \mathbf{U}^{i-1}) \right) \otimes \text{vec } \mathbf{U}^{T-j} \right] \right] \end{aligned}$$

où vec est l'opérateur qui à une matrice associe le vecteur de ses colonnes rangées les unes sous les autres, \mathbf{I}_p est la matrice identité de taille $p \times p$, et \mathbf{K}_{pp} est la matrice de commutation $p^2 \times p^2$ qui est telle que $\mathbf{K}_{pp} \text{vec } \mathbf{U} = \text{vec } \mathbf{U}'$ pour toute matrice \mathbf{U} de taille $p \times p$ (Magnus & Neudecker, 1999, p.46 ; Hunter & Caswell, 2005).

Encadré A.9: Dérivée seconde de la fonction ξ de \mathbf{R}^{2K} dans \mathbf{R}^+ qui au vecteur θ des paramètres de la matrice de Usher associe le taux de reconstitution du stock X .

approximativement proportionnelle à $1/n$. Comme de plus $E[\hat{\theta}_{\text{acc}}(n)]$ est indépendant de n , $\phi(n)$ est donc (approximativement, au premier ordre du développement par rapport à n) de la forme : constante plus un terme proportionnel à $1/n$. Par conséquent,

$$\phi'(n^*) \simeq \frac{1}{n^{*2}} \quad \text{et} \quad \phi''(n^*) \simeq \frac{1}{n^{*3}}$$

Revenons-en à présent aux équations (A.25) et (A.26). On a ainsi :

$$\begin{aligned} E(\hat{X}_{\text{acc}}) & \simeq E(\hat{X}_{\text{acc}} | N = n^*) + \text{Var}(N) \times \left(\text{terme en } \frac{1}{n^{*3}} \right) \\ \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}) & \simeq \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}} | N = n^*) + \text{Var}(N) \times \\ & \quad \left(\text{terme en } \frac{1}{n^{*3}} + \text{terme en } \frac{1}{n^{*4}} \right) \end{aligned}$$

Quand bien même $\text{Var}(N)$ est du même ordre que $E(N) \equiv n^*$ (ce qui est le cas pour une loi de Poisson), on obtient :

$$\begin{aligned} E(\hat{X}_{\text{acc}}) &\simeq E(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \text{terme en } \frac{1}{n^{*2}} \\ \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}) &\simeq \text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*) + \text{terme en } \frac{1}{n^{*2}} + \text{terme en } \frac{1}{n^{*3}} \end{aligned}$$

$\text{Var}(\hat{X}_{\text{acc}}|N = n^*)$ variant asymptotiquement en $1/n^*$, il en résulte que les termes correctifs dus au fait que N est aléatoire n'apportent que des corrections négligeables dès que $n^* = E(N)$ est suffisamment grand.

En conclusion, en approximation de premier ordre, il n'y a pas de différence entre le cas où le nombre d'arbres N dans le domaine A est aléatoire et le cas où on le prend fixe et égal à λA . On retiendra seulement que les différences interviennent au second ordre et qu'elles font intervenir la variance de N . Cette variance ne peut être exprimée que si l'on dispose d'un processus ponctuel décrivant la répartition spatiale de l'espèce, ce qui est une information dont on ne dispose généralement pas en pratique. Pour planifier la surface totale A à installer en parcelles permanentes, on considérera donc désormais que cette surface contient λA arbres. Compte-tenu du fait que les recrutés ne sont pas inclus dans les arbres inventoriés initialement dans les parcelles permanentes, et que la proportion de recrutés dans une population est égale à f , la taille d'échantillon (= arbres initialement inventoriés + recrutés) correspondant à une superficie A est donc :

$$n^* = \lambda A(1 + f)$$

Application au sapelli

Il y a en 1982 à M'Baïki 273 tiges de sapelli sur 40 ha, ce qui correspond à une densité $\lambda = 6.825 \text{ ha}^{-1}$. Il y a en outre 4 recrutés entre 1982 et 1984, soit $f = 4/273 = 1.47\%$. Pour obtenir la superficie requise pour atteindre une précision d'estimation donnée du taux de reconstitution du stock à un seuil donné, il suffit de reprendre la taille d'échantillon calculée précédemment et de la diviser par $\lambda^* = \lambda(1 + f) = 6.925 \text{ ha}^{-1}$. Le tableau A.4a ré-exprimé en termes de superficie est donné dans le tableau A.5.

TAB. A.5 – *Superficie totale (en ha) requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné.*

α	Précision ε		
	10 %	20 %	30 %
0.8	646	161	76
0.9	1 034	268	121
0.95	1 565	390	169

A.4.2 Compromis SLOSS

Une fois la superficie totale A connue, le partage de A en p parcelles de surface unitaire S est calculé de façon à optimiser le coût d'installation et de suivi des parcelles. Il n'y a pas de façon unique de définir ce coût mais classiquement (Zeide, 1980 ; Gambill *et al.*, 1985 ; Croisé & Fabbri, 1991) on va distinguer un coût de délimitation du périmètre des parcelles, un coût de layonnage des parcelles en placeaux, un coût d'inventaire et un coût de déplacement pour aller de parcelle en parcelle. Le coût est généralement exprimé en heures et représente le temps requis pour effectuer la tâche. Le coût de délimitation du périmètre des parcelles est proportionnel à la somme des périmètres des p parcelles. En supposant que les parcelles ont une forme carrée (Alder & Synnott, 1992), le périmètre d'une parcelle de surface S est égal à $4\sqrt{S}$. Le coût total de délimitation est donc $4ap\sqrt{S}$, où a est le coût linéaire de délimitation. Le coût de layonnage des parcelles en placeaux est proportionnel à la surface des parcelles ; le coût total de layonnage est donc bpS , où b est le coût surfacique de layonnage. Le coût d'inventaire est également proportionnel à la surface des parcelles ; le coût total d'inventaire est donc cpS , où c est le coût surfacique d'inventaire. Enfin le coût de déplacement est fonction de la distance d à couvrir pour aller de parcelle en parcelle sans en oublier une. Nous avons vu précédemment plusieurs façons de calculer cette distance connaissant les coordonnées spatiales des parcelles (§ 3.1.1). Si le coût est exprimé en heures, le coût de déplacement est donc vd , où v est la vitesse de marche.

Le coût total d'installation des p parcelles unitaires de surface S est donc :

$$C(p, S) = 4ap\sqrt{S} + (b + c)pS + vd$$

Les valeurs des coût unitaires a , b , c et v doivent être adaptés au cas par cas. On peut également introduire dans la fonction de coût C des termes supplémentaires prenant en compte des tâches non mentionnées ici. Des exemples de valeurs numériques des coûts unitaires sont donnés dans Alder & Synnott (1992, p.27–28), Croisé & Fabbri (1991) ou Dallmeier (1992, p.42). Par exemple Croisé & Fabbri (1991) ont estimé, au Congo, $a = 3.125$ hj dam⁻¹ (où « hj » signifie « homme jour »), $b = 8$ hj ha⁻¹ (pour des layons tracés tous les 10 m) et $c = 8.333$ hj ha⁻¹. Ce dernier coût ne prend toutefois pas en compte le temps nécessaire pour mesurer les coordonnées spatiales des arbres au sein des placeaux.

Compte-tenu du fait que $pS = A$, le coût total devient :

$$C^*(p) \equiv C(p, A/p) = 4a\sqrt{pA} + (b + c)A + vd$$

et la valeur optimale de p est :

$$\hat{p} = \underset{p}{\operatorname{argmin}} C^*(p)$$

S'il n'y a pas de contraintes spatiales au positionnement des parcelles, la solution de ce problème est toujours $\hat{p} = 1$ quelles que soient les valeurs des coûts unitaires a , b , c et v . En effet, s'il n'y a pas de contraintes spatiales, les parcelles peuvent être indifféremment positionnées n'importe où. Le coût de déplacement vd sera alors toujours minimisé, quelle que soit la valeur de p , lorsque les parcelles seront placées côte à côte de telle sorte que $d = 0$. L'expression du coût total se simplifie alors en $4a\sqrt{pA} + (b + c)A$, qui est une fonction croissante de p . En définitive, en l'absence de contraintes spatiales, on a intérêt à mettre en place une seule grande parcelle de surface A .

En pratique cependant, le positionnement des parcelles est toujours soumis à des contraintes spatiales. La variabilité de l'environnement notamment engendre des contraintes spatiales, comme nous allons l'explicitier dans le paragraphe suivant.

A.4.3 Vers une prise en compte de la variabilité environnementale

Dans le paragraphe A.4.1, nous avons vu que la superficie totale A à inventorier vérifie :

$$\lambda A = \frac{n^*}{1 + f} \quad (\text{A.27})$$

où n^* est la taille d'échantillon requise pour atteindre la précision d'estimation souhaitée et λ est la densité de l'espèce considérée. La densité λ est ici vue comme une densité moyenne, englobant les variations locales de densité dues à la variabilité environnementale. Supposons à présent que l'on soit capable de décrire la variabilité environnementale et de la relier à la densité locale de l'espèce. Soit $\lambda_0(\mathbf{x})$ la densité locale de l'espèce au point de coordonnées spatiales \mathbf{x} . Le problème de minimisation du coût d'installation des parcelles permanentes devient alors un problème spatialisé. Une parcelle doit être décrite comme un domaine de l'espace, noté $\mathcal{P}(\mathbf{q})$, dont la surface est S et dont le centre est situé au point de coordonnées spatiales \mathbf{q} . La densité moyenne de l'espèce sur les p parcelles est :

$$\lambda = \frac{1}{pS} \sum_{i=1}^p \iint_{\mathcal{P}(\mathbf{q}_i)} \lambda_0(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

et la contrainte de précision d'estimation (A.27) devient :

$$\sum_{i=1}^p \iint_{\mathcal{P}(\mathbf{q}_i)} \lambda_0(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = \frac{n^*}{1 + f} \quad (\text{A.28})$$

La distance d à parcourir pour atteindre toutes les parcelles est fonction des coordonnées spatiales \mathbf{q} des parcelles, et le coût total s'écrit alors :

$$C(p, S, \mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p) = 4ap\sqrt{S} + (b + c)pS + v d(\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p)$$

Au final, le compromis SLOSS devient un problème d'optimisation sous contraintes spatiales :

$$\begin{cases} (\hat{p}, \hat{S}, \hat{\mathbf{q}}_1, \dots, \hat{\mathbf{q}}_p) = \underset{(p, S)}{\operatorname{argmin}} \underset{(\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p)}{\operatorname{argmin}} C(p, S, \mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p) \\ (1 + f) \sum_{i=1}^p \iint_{\mathcal{P}(\mathbf{q}_i)} \lambda_0(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \geq n^* \end{cases}$$

La résolution de ce problème donne en même temps le nombre p de parcelles, leur surface unitaire S et leurs coordonnées spatiales. L'espace des paramètres dans lequel on recherche l'optimum est de dimension infinie et il faut donc avoir recours à des algorithmes d'optimisation spécifique (un algorithme d'optimisation combinatoire, comme l'algorithme de recuit simulé, peut faire l'affaire). Il est hors de notre propos de pousser plus loin ce développement : on pourra se reporter au travail de Chagneau (2006) pour voir comment mener le raisonnement à son terme.

En termes d'informations dont il faut disposer pour mener ce raisonnement, le prix à payer est élevé : il faut en effet connaître pour l'espèce considérée sa densité locale en tout point de l'espace. Cette information est rarement disponible, ce qui limite l'applicabilité de ce raisonnement. On peut accéder à la densité locale de l'espèce de façon indirecte, en la reliant à un paramètre environnemental auquel on a accès facilement. Par exemple pour son étude, Chagneau (2006) a relié la densité locale des espèces qu'elle a étudiées à la topographie. Une carte avec les courbes de niveau peut être alors convertie en une carte de la densité locale des espèces. Mais même cette relation densité–environnement fait défaut pour la plupart des espèces en forêt tropicale humide.

De façon intuitive, on peut tout de même anticiper les résultats suivants : si la densité locale est très variable, avec des pics locaux prononcés et des zones de faible densité (figure A.5a), les parcelles auront tendance à se positionner sur les pics locaux de manière à satisfaire la contrainte (A.28). Toutes choses égales par ailleurs, on obtiendra donc de nombreuses parcelles de petite taille. À l'inverse, si la densité locale varie peu autour de sa valeur moyenne (figure A.5b), la position des parcelles aura moins d'importance et on aura tendance à avoir peu de parcelles de grande taille. On retiendra donc la règle empirique suivante : dans un environnement homogène, entraînant peu de variabilité de la densité locale de l'espèce, le compromis SLOSS penchera en faveur de peu de parcelles de grande taille (le cas extrême étant celui évoqué dans le paragraphe précédent, qui débouche sur une seule parcelle de superficie A). Au contraire, dans un environnement hétérogène, entraînant une forte variabilité de la densité locale, le compromis SLOSS penchera en faveur de nombreuses parcelles de

petite taille. Ce raisonnement étant basé sur une optimisation du coût d'installation des parcelles, il ne prend pas en compte d'autres facteurs tels que la représentativité des dégâts d'exploitation, le risque de dégâts à grande échelle (par le feu ou les maladies), etc. En pratique, il faudra donc éventuellement nuancer ce résultat en ayant des parcelles qui recouvrent des situations contrastées (cf. figure 3.3 page 74).

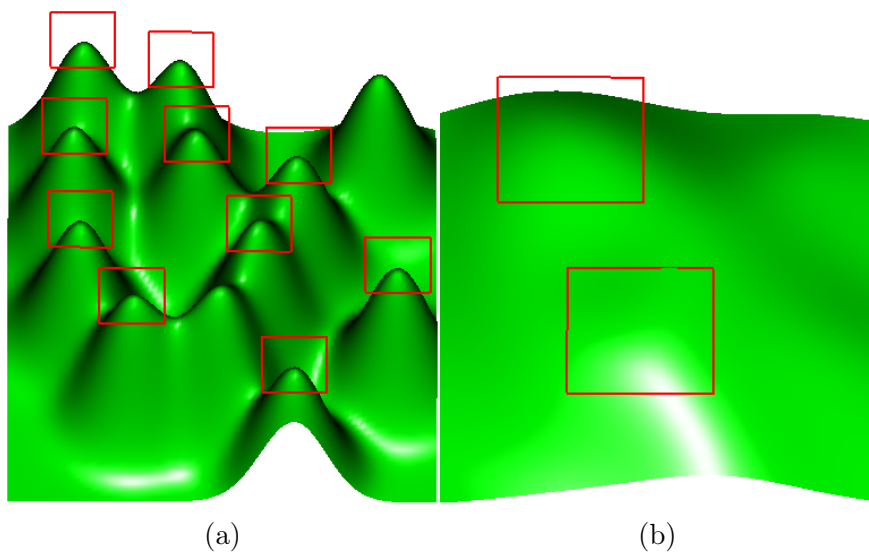


FIG. A.5 – *Position des parcelles (schématisée par les rectangles rouges): (a) dans un environnement hétérogène, les parcelles se positionnent sur les pics de densité; (b) dans un environnement homogène, la position des parcelles a moins d'importance. La surface verte schématise la densité locale.*

A.5 Sentier permanent

La planification de la taille de sentier requise pour atteindre une précision d'estimation donnée du taux de reconstitution du stock à un seuil donné est sensiblement plus simple que celle d'une parcelle, puisque l'on contrôle et le nombre d'arbres suivis, et leur distribution diamétrique. Il n'y a donc plus lieu de considérer le nombre d'arbres

comme potentiellement aléatoire, ni de considérer le compris SLOSS. On s'intéresse ici à un dispositif purement sous la forme d'un sentier reliant des arbres. Par essence, ce dispositif ne permet pas de quantifier le recrutement. Pour établir la relation entre la taille d'échantillon n^* et la précision d'estimation de X , on va donc faire comme si le recrutement était négligeable, car ne contribuant pas à la reconstitution du stock. C'est du reste l'hypothèse simplificatrice qui est faite par la formule de reconstitution du stock définie à Dimako (Durrieu de Madron *et al.*, 1998). Cette hypothèse n'a bien sûr de sens que si l'on considère des projections à une échéance de temps pas trop longue. En pratique, pour les calculs, cela revient à considérer que le taux de fécondité moyen est nul. L'algorithme bootstrap permettant de calculer la précision d'estimation de X en fonction de n^* est donc fondamentalement le même que celui exposé page 181, à cela près que l'on impose à présent $\hat{f}^* = 0$. Une autre façon de faire consiste à retirer du jeu de données \mathbf{s}_n toutes les observations qui correspondent à des individus recrutés, préalablement au lancement de l'algorithme bootstrap. On utilise comme pondération celle définie par (A.23), qui impose un même nombre d'arbres dans chaque classe de diamètre.

Contrairement au dispositif en parcelle permanente où la valeur du taux de reconstitution du stock est la même pour l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ et pour le jeu de données initial \mathbf{s}_n , la valeur de X obtenue à partir de l'échantillon bootstrap $\mathbf{s}_{n^*}^*$ pour un sentier est inférieure à celle obtenue à partir du jeu de données initial \mathbf{s}_n . Cela vient simplement du fait que le taux moyen de fécondité f , qui influence de manière positive X , est estimé à zéro dans le cas d'un dispositif en sentier. La différence restant relativement faible tant que la durée de rotation T est modérée, on ne tiendra pas compte de ce biais dans ce qui suit.

Application au sapelli

Le tableau A.6 montre le nombre total d'arbres à suivre le long d'un sentier pour atteindre une précision d'estimation de X de 10, 20 ou 30 % au seuil de 80, 90 ou 95 %. Les tailles d'échantillon sont sensiblement les mêmes que celles obtenues précédemment avec présence de recrutés (cf. tableau A.4c).

TAB. A.6 – Nombre d'arbres n^* à mesurer le long d'un sentier pour atteindre une précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné, en s'assurant qu'il y a autant d'arbres dans chaque classe de diamètre.

α	Précision ε		
	10 %	20 %	30 %
0.8	4 617	1 103	495
0.9	7 382	1 837	814
0.95	10 365	2 638	1 146

A.6 Dispositif hybride

Le dispositif hybride est conçu comme une parcelle associée à un sentier (figure A.6). Il combine les avantages de la parcelle et du sentier, à savoir que l'estimation du recrutement est possible tout en contrôlant la distribution diamétrique de l'échantillon. La distribution diamétrique de l'échantillon collecté le long du sentier compensera celle trouvée dans la parcelle permanente de manière à atteindre la distribution diamétrique souhaitée pour l'échantillon. Par exemple si l'on souhaite avoir une distribution diamétrique uniforme pour l'échantillon,

$$n_i^* = \text{constante}$$

où n_i^* est le nombre d'individus de l'échantillon dans la classe i , et que la distribution diamétrique de la population est exponentielle décroissante (beaucoup de petits arbres, peu de gros),

$$n_i^{*(p)} = n_0 \exp(-\mu i)$$

où $n_i^{*(p)}$ est le nombre d'individus de l'échantillon issus des parcelles permanentes dans la classe i , il faudra compenser par une distribution diamétrique exponentielle croissante (peu de petits arbres, beaucoup de gros) pour l'échantillon collecté le long du sentier :

$$n_i^{*(s)} = \text{constante} - n_0 \exp(-\mu i)$$

où $n_i^{*(s)}$ est le nombre d'individus de l'échantillon issus du sentier dans la classe i .

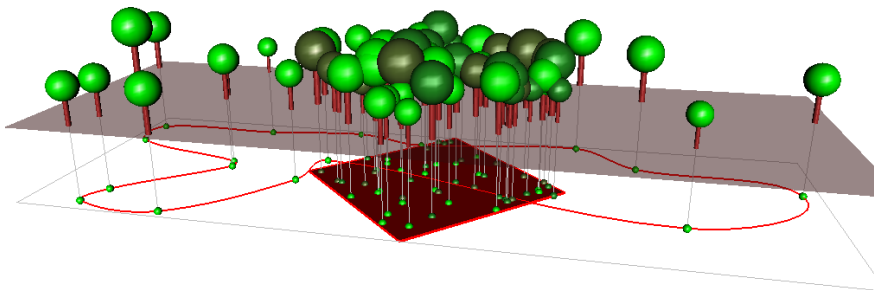


FIG. A.6 – *Dispositif hybride combinant une parcelle permanente et un sentier.*

La taille d'un dispositif hybride est définie par la superficie totale A mise en parcelle permanente et par le nombre total n' d'arbres à suivre (dans les parcelles plus le long du sentier, mais sans compter les recrutés). Comme dans le cas du dispositif en parcelles permanentes, on négligera en première approximation le fait que le nombre d'arbres trouvés dans une parcelle permanente est aléatoire. Le nombre d'arbres trouvés dans les parcelles permanentes est donc pris égal à λA , où λ est la densité de l'espèce. Le nombre de recrutés attendus en moyenne est par conséquent $\lambda A f$, où f est, rappelons-le, le taux de fécondité moyen. Le nombre d'arbres à suivre le long du sentier est $n' - \lambda A$ (ou zéro si $\lambda A \geq n'$). La taille effective de l'échantillon (en comptant les recrutés attendus) est au bout du compte :

$$n^* = \lambda A(1 + f) + (n' - \lambda A) = n' + \lambda A f$$

Pour le calcul de la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock obtenue avec une superficie A et un nombre d'arbres suivis n' , on pourra utiliser, en l'adaptant, l'algorithme bootstrap avec contrôle de la distribution diamétrique de l'échantillon (cf. p.181). Dans la mesure où la distribution diamétrique de l'échantillon est contrôlée dans un dispositif hybride, la seule adaptation à faire concerne le nombre de recrutés à tirer. Celui-ci ne dépend plus de la taille d'échantillon n^* et de la proportion de recrutés f^* , mais dépend directement de la superficie mise en parcelle permanente selon la relation $E(F_0^*) = \lambda A f$ (où F_0^* est, rappelons-le, le nombre de recrutés tirés

dans l'échantillonnage bootstrap). Dans l'algorithme présenté page 181, il suffit donc de remplacer l'étape (iii) par :

(iii). tirer le nombre F_0^* de recrutés dans l'échantillon bootstrap selon une loi binomiale de paramètres λA et f .

De plus, comme il n'y a plus de relation entre la proportion de recrutés dans l'échantillon bootstrap et f , il faut remplacer l'estimateur (A.17) du taux de fécondité moyen par :

$$\hat{f} = \frac{\#\{D(t_0) = 0\}}{\lambda A}$$

La planification des parcelles d'un dispositif hybride pose également la question du compromis SLOSS. La superficie totale A à mettre en parcelle permanente étant connue, la question est exactement la même que précédemment (cf. § A.4.2).

Application au sapelli

La figure A.7 montre la précision d'estimation au seuil $\alpha = 0.9$ du taux de reconstitution du stock du sapelli à M'Baïki en fonction de la superficie totale A mise en parcelle permanente et du nombre total n' d'arbres suivis. La précision d'estimation décroît avec n' approximativement en $1/\sqrt{n'}$ mais est pratiquement insensible à la superficie A dans un domaine de valeurs réalistes. On peut en fait vérifier que la précision augmente (c'est-à-dire ε décroît) très lentement avec A , le gain n'étant perceptible que pour de très grandes valeurs de A . Cela s'explique par le fait que la superficie A ne joue que sur la précision d'estimation du taux de fécondité moyen f , et que la précision d'estimation de f influence peu celle de X (cf. dérivée partielle $\partial\xi/\partial f$ dans le tableau A.3 page 186). Lorsque $A = 0$, le dispositif hybride redonne un dispositif type « sentier ». La précision d'estimation de X obtenue avec un dispositif hybride est donc, dans le cas du sapelli à M'Baïki en 1982, quasiment la même que celle obtenue avec un dispositif type « sentier ».

A.7 Et pour plusieurs espèces...

Jusqu'à présent, nous avons raisonné par rapport à une seule espèce. Comment adapter le raisonnement quand il y en a plusieurs? Les

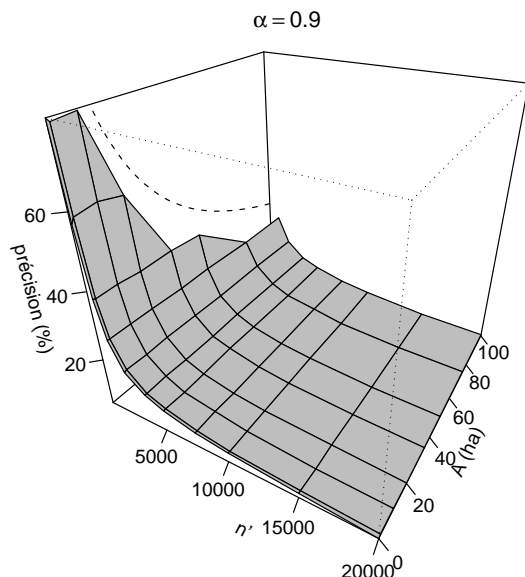


FIG. A.7 – Précision d'estimation au seuil $\alpha = 0.9$ du taux de reconstitution du stock du sapelli à M'Baïki en fonction de la superficie totale A mise en parcelle permanente et du nombre total n' d'arbres suivis dans un dispositif hybride. La courbe en pointillés indique la limite où $\lambda A = n'$.

forêts tropicales humides sont d'une richesse spécifique incomparable. La question pourrait être de suivre la dynamique du peuplement dans son ensemble, de regarder les glissements de composition spécifique (Laurance *et al.*, 2004), ou les variations de caractéristiques globales du peuplement comme son turnover ou sa productivité (Phillips & Gentry, 1994 ; Lewis *et al.*, 2004b). Le raisonnement que nous avons tracé ici pour le taux de reconstitution du stock pourrait être adapté à chacune de ces questions, à condition de savoir les exprimer sous la forme d'un critère quantitatif que l'on cherche à estimer avec une précision donnée. Mais nous avons délibérément choisi ici de nous intéresser au taux de reconstitution du stock. Il ne serait pas possible, du fait de la faiblesse des effectifs de certaines espèces, — et cela n'aurait du reste guère de sens — de s'intéresser au taux de reconstitution

du taux de toutes les espèces trouvées dans le peuplement. Le cas multispécifique, dans le sens où nous l'entendons ici, correspond donc à l'estimation du taux de reconstitution du stock d'un certain nombre d'espèces prioritaires.

La première étape est de définir la liste de ces espèces prioritaires. Il s'agira typiquement des principales essences commerciales ou potentiellement commercialisables dans le futur. La question suivante est : comment adapter le raisonnement que nous avons défini pour une seule espèce afin d'estimer, simultanément pour plusieurs espèces, le taux de reconstitution du stock avec une précision donnée à un seuil donné ?

A.7.1 Dispositif de type « sentier »

Pour un dispositif de type « sentier », la précision d'estimation n'est fonction que du nombre d'arbres suivis le long du sentier. Le cas multispécifique n'est donc conceptuellement pas plus compliqué que le cas monospécifique : si on a P espèces, on aura P sentiers et la taille de chacun d'entre eux sera calculée indépendamment des autres de manière à assurer une précision d'estimation donnée à un seuil donné pour l'espèce en question.

A.7.2 Dispositif de type « parcelles permanentes »

Le cas de la parcelle permanente est, à première vue, plus compliqué que le cas du sentier. Intuitivement, l'interaction entre les espèces va influencer le résultat. Prenons le cas de deux espèces pour fixer les idées. Soit S la surface unitaire d'une parcelle permanente et $N^{(i)}$ l'effectif d'arbres de l'espèce i (avec $i = 1$ ou 2) trouvés dans la surface S . Si les deux espèces sont réparties dans l'espace indépendamment l'une de l'autre à l'échelle définie par S , $\text{Cov}(N^{(1)}, N^{(2)}) = 0$ (figure A.8a). S'il y a attraction entre les espèces, $\text{Cov}(N^{(1)}, N^{(2)}) > 0$ (figure A.8b), et s'il y a répulsion entre les deux espèces, $\text{Cov}(N^{(1)}, N^{(2)}) < 0$ (figure A.8c). La covariance entre $N^{(1)}$ et $N^{(2)}$ va influencer la covariance entre l'estimateur $\hat{X}^{(1)}$ du taux de reconstitution du stock pour l'espèce 1 et l'estimateur $\hat{X}^{(2)}$ du taux de reconstitution du stock

pour l'espèce 2. En fait, on peut montrer (Chagneau, 2006) que :

$$\text{Cov}(\hat{X}^{(1)}, \hat{X}^{(2)}) \propto \frac{\text{Cov}(N^{(1)}, N^{(2)})}{n_1^{*2} n_2^{*2}}$$

où $n_i^* = E(N^{(i)})$. Comme la variance de $\hat{X}^{(i)}$ est approximativement en $1/n_i^*$, il en résulte que la covariance entre $\hat{X}^{(1)}$ et $\hat{X}^{(2)}$ est négligeable devant leur variance pour n_1^* et n_2^* suffisamment élevés. En d'autres termes, la matrice de variance-covariance de $(\hat{X}^{(1)}, \hat{X}^{(2)})$ est quasiment diagonale. Le point fondamental, et assez inattendu, est que ce résultat est vrai quelle que soit l'interaction entre les deux espèces. Ainsi, que les deux espèces soient attractives, répulsives ou indépendantes, l'influence de leur interaction peut être négligée au premier ordre et tout se passe comme si on avait deux espèces indépendantes.

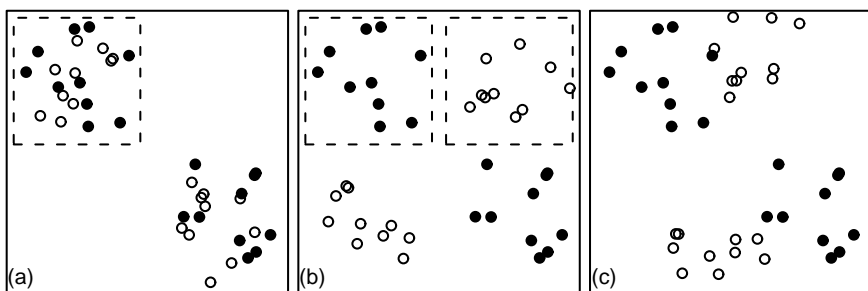


FIG. A.8 – *Interactions entre deux espèces (figurées par des points noirs et blancs respectivement) en termes de répartition spatiale : (a) attraction, (b) répulsion, (c) indépendance.*

Pour déterminer la superficie totale A à mettre en parcelle permanente pour atteindre une précision d'estimation donnée de $\hat{X}^{(1)}$ et $\hat{X}^{(2)}$, on peut donc traiter les deux espèces séparément, c'est-à-dire :

- calculer l'effectif n_1^* requis pour estimer $\hat{X}^{(1)}$ avec la précision voulue (selon la procédure habituelle), et la superficie $A_1 = n_1^*/\lambda_1$ correspondante (où λ_1 est la densité de la première espèce) ;
- calculer l'effectif n_2^* requis pour estimer $\hat{X}^{(2)}$ avec la précision voulue (selon la procédure habituelle), et la superficie $A_2 =$

n_2^*/λ_2 correspondante (où λ_2 est la densité de la seconde espèce);

- prendre $A = \max(A_1, A_2)$.

En d'autres termes, c'est l'espèce la plus « contrainte » (celle pour laquelle la superficie A_i est maximale) qui détermine la taille du dispositif. Ce résultat se généralise à un nombre quelconque d'espèces.

Ce résultat peut paraître contre-intuitif : si les espèces sont attractives, on pourrait penser qu'une superficie moindre suffit pour recueillir le nombre requis d'individus par rapport à une situation où les espèces sont répulsives. Par exemple, dans la figure A.8, une parcelle (schématisée par un carré en pointillés) suffit pour rassembler 10 individus de chaque espèce dans le cas attractif (cas (a)), alors qu'il en faut deux dans le cas répulsif (cas (b)). Ce raisonnement intuitif est faux dans la mesure où on ne sait pas *a priori* où se situent les taches de chacune des espèces. Reprenons l'exemple de la figure A.8 en supposant qu'il y a quatre positions possible pour une parcelle (en haut à gauche, en haut à droite, en bas à gauche ou en bas à droite). Dans le cas répulsif (b), on a une chance sur deux de trouver 10 individus de l'espèce « noire » dans une parcelle et une chance sur deux de trouver 10 individus de l'espèce « blanche », les deux événements étant mutuellement exclusifs. Si on place une seule parcelle, on a donc une chance sur deux d'avoir 10 points noirs et une chance sur deux d'en avoir aucun, soit : $E(n_{\text{noir}}^*) = \frac{1}{2} \times 10 + \frac{1}{2} \times 0 = 5$ individus pour une parcelle. Avec deux parcelles, on a une chance sur quatre d'avoir 20 points noirs, une chance sur deux d'en avoir 10 et une chance sur quatre d'en avoir aucun, soit : $E(n_{\text{noir}}^*) = \frac{1}{4} \times 20 + \frac{1}{2} \times 10 + \frac{1}{4} \times 0 = 10$. Pour trois parcelles, $E(n_{\text{noir}}^*) = 15$ et pour quatre parcelles, $E(n_{\text{noir}}^*) = 20$. Les espérances sont les mêmes pour l'effectif de l'espèce « blanche ». Au bout du compte, la superficie totale qui assure $E(n_{\text{noir}}^*) = E(n_{\text{blanc}}^*) = 10$ correspond à deux parcelles dans le cas répulsif. Dans le cas attractif (a), les espèces « noire » et « blanche » sont trouvées ensemble, mais on a moins de chance de tomber sur une parcelle non vide que dans le cas répulsif (en d'autres termes, la variance de l'effectif total est plus forte). Dans le cas attractif, on a une chance sur deux d'avoir une parcelle vide et une chance sur deux d'avoir une parcelle contenant 10 points noirs et 10 points blancs. Par conséquent, si on place une seule parcelle : $E(n_{\text{noir}}^*) = \frac{1}{2} \times 0 + \frac{1}{2} \times 10 = 5$. Si on place deux

parcelles : $E(n_{\text{noir}}^*) = \frac{1}{4} \times 0 + \frac{1}{2} \times 10 + \frac{1}{4} \times 20 = 10$. Pour trois parcelles, $E(n_{\text{noir}}^*) = 15$ et pour quatre parcelles, $E(n_{\text{noir}}^*) = 20$. Les espérances sont les mêmes pour l'effectif de l'espèce « blanche ». Au bout du compte, la superficie totale qui assure $E(n_{\text{noir}}^*) = E(n_{\text{blanc}}^*) = 10$ correspond à deux parcelles également dans le cas attractif. Cet exemple simpliste montre qu'il n'y a pas de différence entre le cas attractif et le cas répulsif lorsqu'on ne sait pas où se situent les individus : ce qui compte est la densité marginale de chacune des espèces. En termes de processus ponctuels, cette situation correspond au cas où le processus sous-jacent à la répartition observée est homogène.

On retiendra au bout du compte que, dans le cas plurispécifique, la superficie totale du dispositif est calculée comme le maximum des superficies requises séparément pour chacune des espèces pour atteindre la précision voulue. Les interactions entre espèces ne jouent pas de rôle en approximation au premier ordre.

Compromis SLOSS

Le compromis SLOSS soulève les mêmes questions dans le cas plurispécifique que dans le cas monospécifique.

Répartition homogène. Si le processus sous-jacent à la répartition spatiale des espèces est homogène, c'est-à-dire si les contraintes ne sont pas spatialisées, le compromis SLOSS se résoud indépendamment de la détermination de la superficie totale du dispositif. Le problème est exactement le même que celui posé dans le paragraphe A.4.2 et se résoud *a priori* au profit d'une seule parcelle de grande taille.

Répartition inhomogène. Si le processus sous-jacent à la répartition spatiale des espèces est inhomogène, les contraintes relatives à la précision d'estimation du taux de reconstitution du stock de chacune des espèces deviennent des contraintes spatialisées. Le compromis SLOSS se pose alors, comme dans le paragraphe A.4.3, comme

un problème d'optimisation sous contraintes spatiales :

$$\left\{ \begin{array}{l} (\hat{p}, \hat{S}, \hat{\mathbf{q}}_1, \dots, \hat{\mathbf{q}}_p) = \underset{(p, S)}{\operatorname{argmin}} \underset{(\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p)}{\operatorname{argmin}} C(p, S, \mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p) \\ \forall k = 1, \dots, P, \quad (1 + f_k) \sum_{i=1}^p \iint_{\mathcal{P}(\mathbf{q}_i)} \lambda_0^{(k)}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \geq n_k^* \end{array} \right.$$

où p est le nombre de parcelles permanentes à mettre en place, S leur surface unitaire, \mathbf{q}_i la position spatiale de la i^e parcelle, P est le nombre d'espèces, f_k le taux de fécondité moyen de la k^e espèce, $\lambda_0^{(k)}$ son intensité locale, et n_k^* l'effectif requis pour estimer le taux de reconstitution du stock de la k^e espèce avec la précision voulue. Il y a autant de contraintes spatiales qu'il y a d'espèces. Si deux espèces ont des pics de densité qui coïncident (comme dans la figure A.9a), les contraintes spatiales seront vérifiées avec moins de parcelles que si les deux espèces ont des pics de densité en opposition (comme dans la figure A.9b), toutes choses égales par ailleurs. Comme dans le cas monospécifique, si les pics de densité sont marqués, le compromis SLOSS aura tendance à être résolu au profit de nombreuses parcelles de petite taille. À l'inverse, si les pics de densité sont peu marqués, on se rapproche du cas homogène, avec un compromis SLOSS résolu au profit d'une seule parcelle de grande taille.

La mise en œuvre de cette approche suppose que l'on connaisse la densité locale de chacune des espèces, ce qui est une information dont on ne dispose pas en général, à moins que l'on sache relier la densité locale de l'espèce à un facteur environnemental dont on connaît les variations spatiales. On se reportera pour un exemple au travail de Chagneau (2006).

A.8 Caractéristiques temporelles du suivi

En principe, le raisonnement statistique qui a guidé le choix de la taille du dispositif pourrait être étendu pour traiter des questions relatives aux caractéristiques temporelles du suivi : à quelle périodicité faut-il refaire les mesures (Ranneby & Rovainen, 1995) ? Combien faut-il faire de campagnes de mesure ? Quelle est la période de l'année la plus appropriée pour faire les mesures ? Il faudrait pour cela être en mesure de décrire la variabilité temporelle. Il faudrait également,

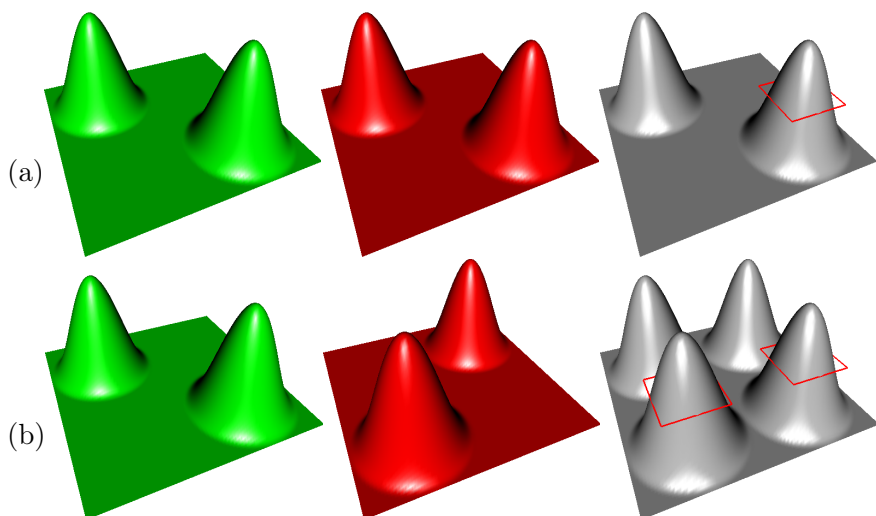


FIG. A.9 – *Position des parcelles (schématisées par les carrés rouges) dans le cas de deux espèces (verte et rouge) ayant des répartitions spatiales inhomogènes : (a) les pics de densité des deux espèces coïncident : une seule parcelle suffit à couvrir un pic de densité de chacune des espèces ; (b) les pics de densité des deux espèces s'opposent : il faut deux fois plus de parcelles pour couvrir les pics de densité. Les surfaces vertes et rouges schématisent la densité locale de chacune des espèces ; la surface grise schématise la densité locale totale.*

si l'on souhaite continuer à s'appuyer sur les modèles matriciels pour calculer le taux de reconstitution du stock, être en mesure d'estimer les paramètres de transition de la matrice de Usher à partir d'une série temporelle d'observations, et non pas d'un seul pas de temps. Ces éléments faisant pour l'instant défaut, on se contentera donc de recommandations empiriques. La troisième des questions évoquées ci-dessus ayant déjà été traitées (cf. § 3.4 p.103), nous nous focaliserons ici sur les deux premières.

A.8.1 Intervalle de temps entre deux mesures consécutives

Un intervalle de temps de 5 ans est généralement recommandé entre deux mesures successives (Alder & Synnott, 1992 ; Dallmeier, 1992 ; Sheil, 1995a). Cet intervalle relativement long est justifié par le fait que l'accroissement en diamètre réalisé entre deux mesures successives doit être suffisamment grand pour ne pas être confondu avec les erreurs de mesure. Mais cet argument peut également être renversé au profit d'un intervalle de temps plus court, comme le montre l'exemple suivant : supposons que sur un intervalle de temps de Δt années la croissance diamétrique soit linéaire, de vitesse de croissance a . Le diamètre initial étant d_0 , le diamètre au temps $t \geq 0$ est donc $d_0 + at$. Supposons que ce diamètre est mesuré avec une erreur de mesure ϵ_t , indépendamment et identiquement distribuée selon une loi normale de moyenne 0 et d'écart-type σ . Le diamètre mesuré au temps t est donc :

$$D(t) = d_0 + at + \epsilon_t \quad \text{avec} \quad \epsilon_t \underset{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (t = 0, \dots, \Delta t) \quad (\text{A.29})$$

Si on ne fait des mesures qu'aux instants 0 et Δt , l'accroissement diamétrique entre ces deux instants est mesuré par $\Delta D = D(\Delta t) - D(0)$ et a pour variance :

$$\text{Var}(\Delta D) = \text{Var}(\epsilon_{\Delta t}) + \text{Var}(\epsilon_0) = 2\sigma^2$$

Si on fait des mesures à chaque instant 0, 1, \dots , Δt , il est possible d'estimer l'accroissement diamétrique entre les instants 0 et Δt par $\widehat{\Delta D} = \hat{a}\Delta t$, où \hat{a} est la pente de la régression linéaire de $D(t)$ par rapport au temps. Alors,

$$\text{Var}(\widehat{\Delta D}) = \Delta t^2 \text{Var}(\hat{a}) = \frac{12\Delta t \sigma^2}{(\Delta t + 1)(\Delta t + 2)}$$

Le lissage par la régression linéaire diminue la variance de l'accroissement diamétrique estimé dès que $\Delta t \geq 3$. Ainsi est-il plus efficient pour juguler les erreurs de mesure de faire des mesures de croissance à intervalles de temps relativement courts, puis d'estimer la croissance sur un pas de temps plus long par lissage (par exemple par régression

linéaire). Ce principe s'applique également au modèle matriciel. On recommandera donc de faire des mesures bisannuelles des accroissements diamétriques, mais d'utiliser le modèle matriciel avec un pas de temps plus long (en lissant l'accroissement par régression linéaire).

Le raisonnement précédent n'a pris en compte que les erreurs de mesure. À cela s'ajoutent les fluctuations de croissance dues aux fluctuations temporelles de l'environnement (principalement le climat). En faisant un suivi bisannuel et en lissant les accroissements on permet (i) d'étudier les relations entre les variations du climat et les variations de la croissance et (ii) de lisser les bonnes et les mauvaises années de croissance sur un pas de temps plus long. Les variations de croissance peuvent également refléter la réaction du peuplement à une perturbation. Par exemple l'exploitation, en ouvrant le couvert forestier, induit une accélération de la croissance diamétrique. La réaction du peuplement peut présenter une évolution rapide juste après la perturbation, évolution qui ralentit ensuite au fur et à mesure que le temps passe. Avec un suivi bisannuel on est en mesure de capter cette évolution rapide post-perturbation, ce qui ne serait pas forcément le cas avec un pas de temps plus long.

En termes de recrutement et de mortalité, un intervalle de temps court est préférable pour plusieurs raisons. D'abord, il permet de multiplier les observations de ces deux phénomènes qui sont les plus difficiles à appréhender. Ensuite, un intervalle de temps court minimise le biais lié aux arbres qui passent au-dessus du diamètre de recrutement et meurent au court du même pas de temps, échappant ainsi aux statistiques. Enfin, d'un point de vue un peu plus théorique, un recensement bisannuel des morts et des recrutés permet de mieux coller à la réalité de ces processus qui sont des processus stochastiques en temps continu. En particulier, il permet dans une certaine mesure de s'affranchir des problèmes d'estimation des taux de mortalité et de recrutement lorsque le pas de temps est trop long (Sheil, 1995b ; Sheil *et al.*, 1995 ; Sheil & May, 1996 ; Kubo *et al.*, 2000 ; Lewis *et al.*, 2004c). On recommandera donc également un suivi bisannuel pour le recrutement et la mortalité.

D'un point de vue pratique, un suivi bisannuel permet enfin de s'assurer de l'état du dispositif et de réaliser les entretiens nécessaires.

A.8.2 Durée de vie d'un dispositif

Un dispositif permanent prend d'autant plus de valeur qu'il est ancien. Il peut donc paraître peu judicieux de programmer à l'avance l'arrêt d'un dispositif après un long suivi. Néanmoins pour des raisons économiques (prévision du coût d'un dispositif sur l'ensemble de sa durée) ou de compatibilité avec d'autres opérations forestières (mise en exploitation d'une zone jusque là conservée en témoin), il peut être nécessaire de fixer à l'avance la durée de vie d'un dispositif. Dans la mesure où le dispositif vise à estimer le taux de reconstitution du stock des espèces, la durée de vie minimale d'un dispositif est la durée de rotation. À cette seule condition aura-t-on une mesure réelle du taux de reconstitution du stock, que l'on pourra confronter à son estimation obtenue avec le modèle matriciel.

La durée de vie d'un dispositif peut par ailleurs être calculée en fonction de la précision souhaitée pour l'estimation du taux de reconstitution du stock. Il faut pour cela raisonner en considérant une observation non plus comme un doublon ($D(t_0), D(t_0 + 1)$) donnant l'état d'un arbre à deux pas de temps consécutifs, mais comme une série temporelle ($D(t_0), D(t_0 + 1), \dots, D(t_0 + \tau)$) donnant l'état de l'arbre à chaque pas de temps tout au long de la durée de vie du dispositif (notée τ). Le traitement des données répétées dans le temps soulève en soi des difficultés statistiques dans la mesure où les mesures relatives à un même individu ne sont pas indépendantes (Zeger & Liang, 1986 ; Diggle *et al.*, 1996 ; Gregoire *et al.*, 1997). Dans le cas des modèles matriciels, l'estimation des taux de transition est nettement plus complexe à partir d'une série temporelle ($D(t_0), D(t_0 + 1), \dots, D(t_0 + \tau)$) plutôt qu'à partir d'un doublon ($D(t_0), D(t_0 + 1)$) (Denis, 2007).

Pour ne pas compliquer le propos, on se contentera de l'approximation suivante : les mesures répétées dans le temps relatives à un même individu seront considérées comme indépendantes. Moyennant cette approximation assez forte, une série temporelle de longueur $\tau + 1$ équivaut à τ doublons ($(D(t_0), D(t_0 + 1)), (D(t_0 + 1), D(t_0 + 2)), \dots, (D(t_0 + \tau - 1), D(t_0 + \tau))$). En d'autres termes, une taille d'échantillon n^* pour un dispositif suivi pendant τ pas de temps équivaut à une taille d'échantillon τn^* pour un dispositif suivi pendant un pas de temps. On en déduit l'estimation suivante de la durée de vie du dispositif : si n^* est la taille d'échantillon requise pour estimer le taux

de reconstitution du stock avec une précision donnée à partir d'un pas de temps, et si n_0^* est le nombre d'individus que l'on est prêt à suivre pendant la durée de vie du dispositif, alors cette durée de vie doit être égale à :

$$\tau = \left\lceil \frac{n^*}{n_0^*} \right\rceil$$

où $\lceil x \rceil$, pour tout réel x , désigne le plus petit entier supérieur ou égal à x . La durée de vie effective du dispositif sera le maximum de $\lceil n^*/n_0^* \rceil$ et de la durée de rotation T .

Il faut être conscient toutefois que ce raisonnement approximatif sous-estime la durée de vie du dispositif requise pour atteindre la précision voulue pour l'estimation de X . Dans la mesure où les mesures successives réalisées sur un même individu sont positivement corrélées, la série temporelle $(D(t_0), D(t_0 + 1), \dots, D(t_0 + \tau))$ apporte moins d'information que τ doublons $(D(t_0), D(t_0 + 1))$ indépendants. De ce fait, la précision d'estimation obtenue avec les τ doublons $(D(t_0), D(t_0 + 1)), (D(t_0 + 1), D(t_0 + 2)), \dots, (D(t_0 + \tau - 1), D(t_0 + \tau))$ est en réalité inférieure à celles que l'on obtiendrait avec τ doublons indépendants.

Application au sapelli

Le tableau A.7 reprend le tableau A.6 relatif à un dispositif de type « sentier » et indique la durée de vie du dispositif requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision donnée à un seuil donné si on décide de suivre $n_0^* = 200$ individus. Dans ce calcul, la durée de rotation est $T = 25$ pas de temps (soit 50 ans puisque $\Delta t = 2$ ans).

A.9 Diamètre minimum d'inventaire

Le diamètre minimum à partir duquel un arbre est pris en compte dans un dispositif permanent a le plus souvent été déterminé à partir de considérations pratiques relatives à la quantité de travail que l'on est prêt à fournir. La distribution diamétrique des arbres, toutes essences confondues, approchant le plus souvent en forêt tropicale

TAB. A.7 – *Durée de vie τ d'un sentier requise pour atteindre une précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné si le sentier comporte $n_0^* = 200$ arbres. La durée de vie est exprimée en nombre de pas de temps (avec, dans le cas présent, $\Delta t = 2$ ans).*

α	Précision ε		
	10 %	20 %	30 %
0.8	24	6	3
0.9	37	10	5
0.95	52	14	6

humide une loi exponentielle, un relèvement de Δu du diamètre minimum d’inventaire entraîne une diminution du nombre d’arbres suivis d’un facteur $\exp(\mu \Delta u)$. Par exemple, à M’Baïki en 1982, la distribution diamétrique du peuplement, toutes essences confondues, peut être approchée par une loi exponentielle de paramètre $\mu = 0.0890 \text{ cm}^{-1}$: toute réduction de $\Delta u = 8 \text{ cm}$ du diamètre minimum d’inventaire entraîne un doublement du nombre d’arbres suivis. Par conséquent, le diamètre minimum d’inventaire u_1 ne peut pas être planifié séparément de la taille du dispositif. Dans le raisonnement que nous avons suivi, le diamètre minimum d’inventaire est d’abord fixé puis, connaissant u_1 , la taille du dispositif est calculée.

Alder & Synnott (1992, p.28) ont recommandé un diamètre minimum d’inventaire de 20 cm car cela leur permettait de mettre en place une parcelle permanente en une journée de travail. Nous recommandons plutôt d’utiliser un diamètre minimum d’inventaire de 10 cm. À noter que Vanclay (1991) suggère de commencer l’inventaire des arbres un peu en-dessous de u_1 de manière à minimiser les oublis de recrutés : les arbres de diamètre inférieur de quelques centimètres à u_1 sont mesurés lors de chaque campagne de mesure mais sont ensuite mis de côté pour le traitement des données.

Bibliographie

- ALDER, D. (1990). GHAFOSIM: a projection system for natural forest growth and yield in Ghana. Manas LTD Systems Consultants and The Government of Ghana, Ministry of Lands and Natural Resources, Department of Forestry, Accra, Ghana, Consultancy report. 132 p.
- ALDER, D. & SYNNOTT, T. J. (1992). Permanent sample plot techniques for mixed tropical forest. Oxford Forestry Institute, Department of Plant Sciences, University of Oxford, Oxford, UK, Tropical Forestry Papers 25.
- BAKER, T. R., AFFUM-BAFFOE, K., BURSLEM, D. F. R. P. & SWAINE, M. D. (2002). Phenological differences in tree water use and the timing of tropical forest inventories: conclusions from patterns of dry season diameter change. *Forest Ecology and Management*, **171**(3):261–274.
- BAKKER, J. P., OLFF, H., WILLEMS, J. H. & ZOBEL, M. (1996). Why do we need permanent plots in the study of long-term vegetation dynamics? *Journal of Vegetation Science*, **7**(2):147–155.
- BALINGA, M., MOSES, S. & FOMBOD, E. (2006a). A preliminary assessment of the vegetation of the Dzanga Sangha protected area complex, Central African Republic. WWF, Smithsonian Institution, Forest Resources and People, Bangui, République Centrafricaine, Carpe report. 130 p.
- BALINGA, M., SUNDERLAND, T., WALTERS, G., ISSEMBÉ, Y., ASAHA, S. & FOMBOD, E. (2006b). A vegetation assessment of the Waka national park, Gabon. Herbar National du Gabon, Limbe Botanic Garden, Missouri Botanical Garden, Wildlife Conservation Society, Forests Resources and People, Smithsonian Institution, Libreville, Gabon, Carpe report. 154 p.

- BALINGA, M. P. B., ISSEMBE, Y. A., SUNDERLAND, T. C. H., NZABI, T., OBIANG, D. & NYANGADOUMA, R. (2005). Quantitative vegetation assessment of the Monte Mitra forest using 1 hectare biodiversity plots (BDP's). Dans : *A biodiversity assessment of the Monte Mitra forest, Monte Alen National Park, Equatorial Guinea* / Sunderland, T. C. H. (réd.), p. 57–69, Bata, Equatorial Guinea.
- BAR-HEN, A. (1998). *Quelques méthodes statistiques pour l'analyse des dispositifs forestiers*. CIRAD-forêt, Montpellier (Forafri n° 5). 110 p.
- BATISTA, J. L. F. & MAGUIRE, D. A. (1998). Modeling the spatial structure of tropical forests. *Forest Ecology and Management*, **110**(1-3):293–314.
- BAYOL, N. (2002). Étude de cas d'aménagement forestier exemplaire en Afrique centrale : la concession forestière sous aménagement durable (CFAD) du Haut-Abanga, Gabon. Service de la mise en valeur des ressources forestières, Division des ressources forestières, FAO, Rome, Italie, Document de travail en aménagement forestier FM/15F. 43 p.
- BEDÉL, F., DURRIEU DE MADRON, L., DUPUY, B., FAVRICHON, V., MAÎTRE, H. F., BAR-HEN, A. & NARBONI, P. (1998). *Dynamique de croissance dans les peuplements exploités et éclaircis de forêt dense africaine : dispositif de M'Baïki en République Centrafricaine (1982-1995)*. CIRAD-Forêt, Montpellier, France (Forafri n° 1). 72 p.
- BEETSON, T., NESTER, M. & VANCLAY, J. K. (1993). Enhancing a permanent sample plot system in natural forests. Dans : *The Optimal Design of Forest Experiments and Forest Surveys* / Rennolls, K. & Gertner, G. Z. (réds.), p. 119–133, University of Greenwich, London, UK.
- BERTAULT, J. G. & KADIR, K. (réds.) (1998). *Silvicultural Research in a Lowland Mixed Dipterocarp Forest of East Kalimantan - The Contribution of STREK Project*, CIRAD-Forêt, Montpellier, France and Ministry of Forestry Research and Development Agency (FORDA), Jakarta, Indonesia and P.T. Inhutani 1, Jakarta, Indonesia. 250 p.
- BIBANI MBARGA, R. & JONKERS, W. B. J. (2001). Silvicultural monitoring in permanent sample plots in Ebom forest, Southern

- Cameroon. Dans : *Sustainable management of African rain forest. Part II: Symposium* / Jonkers, W. B. J., Foahom, B. & Schmidt, P. (réds.), Tropenbos International. Proceedings of the symposium conducted in November 1999, in Kribi, Cameroon.
- BIBANI MBARGA, R., JONKERS, W. B. J. & ESSAMA ETOUNDI, J. (1999). Phénologie de 86 essences productrices de bois d'œuvre de la forêt dense humide sempervirente du Sud-Cameroun – Résultats préliminaires. Dans : *La gestion des forêts denses africaines aujourd'hui : actes du séminaire Forafri de Libreville, Gabon* / Nasi, R., Amsallem, I. & Drouineau, S. (réds.), p. 16, CIRAD-Forêt, Montpellier, France.
- BOSCOLO, M. & VINCENT, J. R. (2000). Promoting better logging practices in tropical forests: a simulation analysis of alternative regulations. *Land Economics*, **76**(1):1–14.
- BROWN, I. F., MARTINELLI, L. A., THOMAS, W. W., MOREIRA, M. Z., VICTORIA, R. A. & FERREIRA, C. A. C. (1995). Uncertainty in the biomass of Amazonian forests: An example from Rondônia, Brazil. *Forest Ecology and Management*, **75**(1-3):175–189.
- BUONGIORNO, J. & GILLESS, J. K. (2003). *Decision Methods for Forest Resource Management*. Academic Press, Amsterdam, The Netherlands. 439 p.
- CASWELL, H. (2001). *Matrix Population Models: Construction, Analysis and Interpretation*. Sinauer Associates, Inc. Publishers, Sunderland, Massachusetts, 2^e édition. 722 p.
- CHAGNEAU, P. (2006). *Optimisation sous contraintes spatiales ; application à la mise en place de parcelles permanentes de suivi des forêts tropicales humides*. Mémoire de M2-recherche, Université de Montpellier 2, Montpellier, France. 53 p.
- CHAVE, J., RIÉRA, B. & DUBOIS, M. A. (2001). Estimation of biomass in a neotropical forest of French Guiana: spatial and temporal variability. *Journal of Tropical Ecology*, **17**(1):79–96.
- CLARK, D. B. & CLARK, D. A. (2000). Landscape-scale variation in forest structure and biomass in a tropical rain forest. *Forest Ecology and Management*, **137**(1-3):185–198.

- COMISKEY, J. A., AYZANO, G. & DALLMEIER, F. (1994). A data management system for monitoring forest dynamics. *Journal of Tropical Forest Science*, **7**(3):419–427.
- COMISKEY, J. A., SUNDERLAND, T. C. H. & SUNDERLAND-GROVES, J. L. (réds.) (2003). *Takamanda: the biodiversity of an African rainforest*, Smithsonian Institution, Washington DC, USA (SI/MAB Series n° 8). 182 p.
- CONDIT, R. (1995). Research in large, long-term tropical forest plots. *Trends in Ecology and Evolution*, **10**(1):18–22.
- CONDIT, R. (1998). *Tropical Forest Census Plots: Methods and Results from Barro Colorado Island, Panama and a Comparison with Other Plots*. Springer-Verlag, Berlin. 211 p.
- CONDIT, R., ASHTON, P., BALSLEV, H., BROKAW, N., BUNYAVEJCHEWIN, S., CHUYONG, G., CO, L., DATTARAJA, H. S., DAVIES, S., ESUFALI, S., EWANGO, C. E. N., FOSTER, R., GUNATILLEKE, N., GUNATILLEKE, S., HERNANDEZ, C., HUBBELL, S., JOHN, R., KENFACK, D., KIRATIPRAYOON, S., HALL, P., HART, T., ITOH, A., LAFRANKIE, J. V., LIENGOLA, I., LAGUNZAD, D., LOO DE LAO, S., LOSOS, E., MAGÅRD, E., MAKANA, J., MANOKARAN, N., NAVARRETE, H., MOHAMMED NUR, S., OKHUBO, T., PÉREZ, R., SAMPER, C., HUA SENG, L., SUKUMAR, R., SVENNING, J. C., TAN, S., THOMAS, D., THOMPSON, J., VALLEJO, M. I., VILLA MUÑOZ, G., VALENCIA, R., YAMAKURA, T. & ZIMMERMAN, J. K. (2005). Tropical tree α -diversity: Results from a worldwide network of large plots. *Biologiske Skrifter*, **55**:565–582.
- CONDIT, R., HUBBELL, S. P., LAFRANKIE, J. V., SUKUMAR, R., MANOKARAN, N., FOSTER, R. B. & ASHTON, P. S. (1996). Species-area and species-individual relationships for tropical trees: a comparison of three 50-ha plots. *Journal of Ecology*, **84**(4):549–562.
- CONDIT, R., SUKUMAR, R., HUBBELL, S. P. & FOSTER, R. B. (1998). Predicting population trends from size distributions: a direct test in a tropical tree community. *The American Naturalist*, **152**(4):495–509.
- COOPERRIDER, A., FOX III, L., GARRETT, R. & HOBBS, T. (1999). Data collection, management, and inventory. Dans : *Ecological Stewardship: A Common Reference for Ecosystem Management / Sex-*

- ton, W. T., Malk, A. J., Szaro, R. C. & Jonhson, N. C. (réds.), tome 3, p. 603–628, Elsevier Science, New York.
- CREMERS, G. & HOFF, M. (1990). *Réalisation d'un herbier tropical*. Institut français de Recherche scientifique pour le Développement en Coopération (Orstom), Paris, France. 54 p.
- CRESSIE, N. (1993). *Statistics for Spatial Data*. John Wiley & Sons, New York, 2^e édition (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics). 900 p.
- CROISÉ, L. & FABBRI, B. (1991). Les tâches naturelles d'okoumé au Congo (massif du Chaillu), dispositif d'étude et évolution selon des interventions sylvicoles simples, résultats préliminaires. CIRAD-CTFT, Nogent-sur-Marne, France, Rapport technique. 18 p.
- CTFT (1989). *Mémento du forestier*. Ministère de la Coopération, Paris, 3^e édition. 1266 p.
- DALLMEIER, F. (1992). *Long-Term Monitoring of Biological Diversity in Tropical Forest Areas. Methods for Establishment and Inventory of Permanent Plots*. UNESCO, Paris (MAB Digest Series n° 11). 72 p.
- DALLMEIER, F. & COMISKEY, J. (réds.) (1998). *Forest Biodiversity Research, Monitoring and Modeling: Conceptual Background and Old World Case Studies*, UNESCO and The Parthenon Publishing Group, Carnforth, Lancashire, UK (Man and the Biosphere Series n° 20). 671 p.
- DAWKINS, H. C. (1958). The management of the natural tropical high forest with special reference to Uganda. University of Oxford, Imperial Forestry Institute, Oxford, UK, Institute Paper 34. 155 p.
- DAWKINS, H. C. & PHILIP, M. S. (1998). *Tropical Moist Forest Silviculture and Management: A History of Success and Failure*. CAB International, Wallingford.
- DE LIOCOURT, F. (1898). De l'aménagement des sapinières. *Bulletin de la Société Forestière de Franche-Comté et Belfort*, **6**:369–405.
- DEBROUX, L. (1998). *L'aménagement des forêts tropicales fondé sur la gestion des populations d'arbres : l'exemple du moabi (Baillonella toxisperma Pierre) dans la forêt du Dja, Cameroun*. Thèse de doctorat, Faculté Universitaire des Sciences Agronomiques de Gembloux, Gembloux, Belgique. 283 p.

- DENIS, M. (2007). *Analyse bayésienne de modèles d'évolution de ressources naturelles*. Mémoire de master recherche, Université Montpellier 2, Montpellier, France. 71 p.
- DESSARD, H., PICARD, N. & COLLINET-VAUTIER, F. (2004). Spatial patterns of the most abundant tree species. Dans : *Ecology and Management of a Neotropical Rainforest. Lessons Drawn from Paracou, a Long-Term Experimental Research Site in French Guiana* / Gourlet-Fleury, S., Guehl, J. M. & Laroussinie, O. (réds.), p. 177–190, Elsevier, Paris.
- DEVINEAU, J. L. (1989). Accroissements en surface terrière dans des forêts semi-caducifoliées de Côte d'Ivoire. *Comptes rendus de l'Académie des sciences. Série 3, Sciences de la vie*, **309**(10):423–428.
- DIGGLE, P. J., LIANG, K. Y. & ZEGER, S. L. (1996). *Analysis of Longitudinal Data*. Clarendon Press, Oxford (Oxford Statistical Science Series n° 13). 253 p.
- DOLÉDEC, S. & CHESSEL, D. (1994). Co-inertia analysis: an alternative method for studying species-environment relationships. *Freshwater Biology*, **31**(3):277–293.
- DOUCET, J. L. (2003). *L'alliance délicate de la gestion forestière et de la biodiversité dans les forêts du centre du Gabon*. Thèse de doctorat, Faculté universitaire des sciences agronomiques de Gembloux, Gembloux, Belgique. 323 p.
- DOUCET, J. L. & BRUGIÈRE, D. (1999). Étude de la biodiversité dans les forêts du centre du Gabon : méthode et implications pour la gestion forestière. Dans : *La gestion des forêts denses africaines aujourd'hui : actes du séminaire Forafri de Libreville, Gabon* / Nasi, R., Amsallem, I. & Drouineau, S. (réds.), p. 16, CIRAD-Forêt, Montpellier, France.
- DURRIEU DE MADRON, L., FORNI, E., KARSENTY, A., LOFFEIER, E. & PIERRE, J. M. (1998). *Le projet d'aménagement pilote intégré de Dimako, Cameroun, 1992-1996*. CIRAD-Forêt, Montpellier, France (Forafri n° 7). 160 p.
- EBA'A ATYI, R. (2000). *TROPFOMS: a decision support model for sustainable management of South-Cameroon's rain forests*. Thèse de doctorat, Wageningen University, Wageningen, the Netherlands. 202 p.

- EFRON, B. & TIBSHIRANI, R. J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall, New York (Monographs on Statistics and Applied Probability n° 57). 436 p.
- ESTÈVE, J. (2001). Étude sur le plan pratique d'aménagement des forêts naturelles de production tropicales africaines : application au cas de l'Afrique centrale. Premier volet : production forestière. Association Technique Internationale des Bois Tropicaux (ATIBT), Paris, Rapport technique. 91 p.
- FAO (1992). Numéro spécial "Développement durable". *Unasylva*, **169**.
- FAVRICHON, V. (1996). Modélisation en forêt naturelle : les modèles à compartiments comme outils d'aide à l'aménagement forestier. *Bois et Forêts des Tropiques*, **249**(3):23–32.
- FAVRICHON, V. (1998). Modeling the dynamics and species composition of tropical mixed-species uneven-aged natural forest: effects of alternative cutting regimes. *Forest Science*, **44**(1):113–124.
- FAVRICHON, V., DAMIO, T., DOUMBIA, F., DUPUY, B., HIGUCHI, N., KOKASI KADIR, K., MAÎTRE, H., NGUYEN-THÉ, N., PETRUCCI, Y. & SIST, P. (1997). Réaction de peuplements forestiers tropicaux à des interventions sylvicoles. *Bois et Forêts des Tropiques*, **254**(4):5–24.
- FAVRICHON, V., GOURLET-FLEURY, S., DESSARD, H. & BAR-HEN, A. (1998). *Parcelles permanentes de recherche en forêt dense tropicale humide. Éléments pour une méthodologie d'analyse de données*. CIRAD, Montpellier, France (Forafri n° 14). 72 p.
- FAVRICHON, V. & YOUNG CHEOL, K. (1998). Modelling the dynamics of a lowland mixed dipterocarp forest stand: Application of a density-dependent matrix model. Dans : *Silvicultural Research in a Lowland Mixed Dipterocarp Forest of East Kalimantan - The Contribution of STREK Project* / Bertault, J. G. & Kadir, K. (réds.), p. 229–248, CIRAD-Forêt, Montpellier, France, and Ministry of Forestry Research and Development Agency (FORDA), Jakarta, Indonesia, and P.T. Inhutani 1, Jakarta, Indonesia.
- FRANC, A., GOURLET-FLEURY, S. & PICARD, N. (2000). *Introduction à la modélisation des forêts hétérogènes*. ENGREF, Nancy. 312 p.

- FUHR, M. (1999). *Structure et dynamique de la forêt côtière du Gabon. Implications pour une succession secondaire dérivant de la forêt monodominante à okoumé (Aucoumea klaineana Pierre)*. Thèse de doctorat, Université Montpellier 2, Montpellier, France. 184 p.
- FUHR, M., DELÈGUE, A. M., NASI, R. & MINKOUÉ, J. M. (1998a). *Dynamique et croissance de l'okoumé en zone côtière du Gabon*. CIRAD-Forêt, Montpellier, France (Forafri n° 16). 55 p.
- FUHR, M., NASI, R. & DELÈGUE, A. M. (2001). Vegetation structure, floristic composition and growth characteristics of *Aucoumea klaineana* Pierre stands as influenced by stand age and thinning. *Forest Ecology and Management*, **140**(2-3):117–132.
- FUHR, M., NASI, R. & MINKOUÉ, J. M. (1998b). Les peuplements d'okoumés éclaircis au Gabon. *Bois et Forêts des Tropiques*, **256**:5–20.
- GAMBILL, C. W., WIAIT, H. V., J. & YANDLE, D. O. (1985). Optimum plot size and BAF. *Forest Science*, **31**(3):587–594.
- GENTRY, A. H. (1992). Tropical forest biodiversity: distributional patterns and their conservational significance. *Oikos*, **63**:19–28.
- GOURLET-FLEURY, S., CORNU, G., JÉSEL, S., DESSARD, H., JOURGET, J. G., BLANC, L. & PICARD, N. (2005). Using models for predicting recovery and assessing tree species vulnerability in logged tropical forests: A case study from French Guiana. *Forest Ecology and Management*, **209**(1-2):69–85.
- GOURLET-FLEURY, S., GUEHL, J. M. & LAROUSSINIE, O. (réds.) (2004). *Ecology and Management of a Neotropical Rainforest. Lessons Drawn from Paracou, a Long-Term Experimental Research Site in French Guiana*, Elsevier, Paris. 311 p.
- GREGOIRE, T. G., BRILLINGER, D. R., DIGGLE, P. J., RUSSEK-COHEN, E., WARREN, W. G. & WOLFINGER, R. D. (réds.) (1997). *Modelling Longitudinal and Spatially Correlated Data. Methods, Applications, and Future Directions*, Springer-Verlag, New York (Lecture Notes in Statistics n° 122). 402 p.
- HALL, J. S. (2003). *The role of habitat specialization in the regeneration of Entandrophragma spp.: implications for the maintenance of species diversity and forest management in Central Africa*. Thèse de doctorat, Yale University, New Haven, CT.

- HALL, J. S., HARRIS, D. J., MEDJIBE, V. & ASHTON, P. M. S. (2003). The effects of selective logging on forest structure and tree species composition in a Central African forest: implications for management of conservation areas. *Forest Ecology and Management*, **183**(1-3):249–264.
- HALL, J. S., MCKENNA, J. J., ASHTON, P. M. S. & GREGOIRE, T. G. (2004). Habitat characterizations underestimate the role of edaphic factors controlling the distribution of *Entandrophragma*. *Ecology*, **85**(8):2171–2183.
- HARMS, K. E., CONDIT, R., HUBBELL, S. P. & FOSTER, R. B. (2001). Habitat associations of trees and shrubs in a 50-ha neotropical forest plot. *Journal of Ecology*, **89**:947–959.
- HARRISON, T. P. & MICHIE, B. R. (1985). A generalized approach to the use of matrix growth models. *Forest Science*, **31**(4):850–856.
- HIGUCHI, N., VELOSO DE FREITAS, J. & COÏC, A. (1992). Experimental forest management on a sustainable yield basis at ZF2 (Manaus, Amazonas, Brazil). INPA-CPST, Manaus, Brazil, Rapport technique. 19 p.
- HUNTER, C. M. & CASWELL, H. (2005). The use of the vec-permutation matrix in spatial matrix population models. *Ecological Modelling*, **188**(1):15–21.
- INGRAM, D. & BUONGIORNO, J. (1996). Income and diversity tradeoffs from management of mixed lowland dipterocarps in Malaysia. *Journal of Tropical Forest Science*, **9**(2):242–270.
- KARSENTY, A. (2006). L'impact des réformes dans le secteur forestier en Afrique Centrale. Dans : *Exploitation et gestion durable des forêts en Afrique Centrale* / Nasi, R., Nguingiri, J. C. & Ezzine de Blas, D. (réds.), p. 25–60, L'Harmattan, Paris, France.
- KARSENTY, A. & GOURLET-FLEURY, S. (2006). Assessing sustainability of logging practices in the Congo Basin's managed forests: the issue of commercial species recovery. *Ecology and Society*, **11**(1):26 [on line].
- KELLER, M., PALACE, M. & HURTT, G. (2001). Biomass estimation in the Tapajos National Forest, Brazil examination of sampling and allometric uncertainties. *Forest Ecology and Management*, **154**(3):371–382.

- KUBO, T., KOHYAMA, T., POTTS, M. D. & ASHTON, P. S. (2000). Mortality rate estimation when inter-census intervals vary. *Journal of Tropical Ecology*, **16**(5):753–756.
- LAHOREAU, G., PICARD, N. & GOURLET-FLEURY, S. (2002). Grouping species to model forest dynamics: a case study of a forest in the Central African Republic. *Bois et Forêts des Tropiques*, **271**(1):89–100.
- LAURANCE, W. F., OLIVEIRA, A. A., LAURANCE, S. G., CONDIT, R., NASCIMENTO, H. E. M., SANCHEZ-THORIN, A. C., LOVEJOY, T. E., ANDRADE, A., D'ANGELO, S., RIBEIRO, J. E. & DICK, C. W. (2004). Pervasive alteration of tree communities in undisturbed Amazonian forests. *Nature*, **428**(6979):171–175.
- LEAL, M. E. (2004). *The African rain forest during the Last Glacial Maximum, an archipelago of forests in a sea of grass*. Thèse de doctorat, Wageningen University, Wageningen, The Netherlands. 95 p.
- LEAL, M. E. (2005a). The biodiversity of Mont Mbilan: Preliminary results and observations. Missouri Botanical Garden, St. Louis, MO, USA, Rapport technique. 17 p.
- LEAL, M. E. (2005b). The biodiversity of NE Waka: Preliminary results and observations. Missouri Botanical Garden, St. Louis, MO, USA, Rapport technique. 16 p.
- LEAL, M. E. (2006). *The biodiversity of Mont Kinguié: Preliminary results and observations*. St. Louis, MO, USA.
- LEBRUN, J. P. & STORK, A. L. (1991 à 1997). *Énumération des plantes à fleurs d'Afrique tropicale*, tome I à IV. Conservatoire et Jardin botaniques de la Ville de Genève, Genève, Suisse.
- LEFKOVITCH, L. P. (1965). The study of population growth in organisms grouped by stages. *Biometrics*, **21**:1–18.
- LEJOLY, J. (2000). Les recherches sur la biodiversité végétale dans les 6 sites du programme Ecofac entre 1997 et 2000. Groupement AGRECO-GEIE, Bruxelles, Belgique, Rapport final de synthèse, projet ECOFAC, deuxième phase. 96 p.
- LEJOLY, J., SONKÉ, B. & VAN ESSCHE, K. (1996). Utilisation de la méthode du transect en vue de l'étude de la biodiversité dans la réserve de faune du Dja (Cameroun). Dans : *The biodiversity of*

- African plants. Proceedings of the XIVth AETFAT Congress, 22-27 August 1994, Wageningen, The Netherlands* / van der Maesen, L. J. G., van der Burgt, X. M. & van Medenbach de Rooy, J. M. (réds.), p. 150–154, Kluwer Academic Publishing.
- LESLIE, P. H. (1945). In the use of matrices in certain population mathematics. *Biometrika*, **33**:183–212.
- LETOUZEY, R. (1982). *Manuel de botanique forestière. Afrique tropicale. Tome 1 : botanique générale*. Centre Technique Forestier Tropical, Nogent-sur-Marne, 2^e édition. 193 p.
- LEWIS, S. L., MALHI, Y. & PHILLIPS, O. L. (2004a). Fingerprinting the impacts of global change on tropical forests. *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series B*, **359**(1443):437–462.
- LEWIS, S. L., PHILLIPS, O. L., BAKER, T. R., LLOYD, J., MALHI, Y., ALMEIDA, S., HIGUCHI, N., LAURANCE, W. F., NEILL, D. A., SILVA, J. N. M., TERBORGH, J., TORRES LEZAMA, A., VÁSQUEZ MARTINEZ, R., BROWN, S., CHAVE, J., KUEBLER, C., NÚÑEZ VARGAS, P. & VINCETI, B. (2004b). Concerted changes in tropical forest structure and dynamics: evidence from 50 South American long-term plots. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Series B*, **359**(1443):421–436.
- LEWIS, S. L., PHILLIPS, O. L., SHEIL, D., VINCETI, B., BAKER, T. R., BROWN, S., GRAHAM, A. W., HIGUCHI, N., HILBERT, D. W., LAURANCE, W. F., LEJOLY, J., MALHI, Y., MONTEAGUDO, A., NÚÑEZ VARGAS, P., SONKÉ, B., NUR SUPARDI, M. N., TERBORGH, J. W. & VÁSQUEZ MARTÍNEZ, R. (2004c). Tropical forest tree mortality, recruitment and turnover rates: calculation, interpretation and comparison when census intervals vary. *Journal of Ecology*, **92**(6):929–944.
- LIANG, J., BUONGIORNO, J. & MONSERUD, R. A. (2005a). Estimation and application of a growth and yield model for uneven-aged mixed conifer stands in California. *International Forestry Review*, **7**(2):101–112.
- LIANG, J., BUONGIORNO, J. & MONSERUD, R. A. (2005b). Growth and yield of all-aged douglas-fir – western hemlock forest stands: a matrix model with stand diversity effects. *Canadian Journal of Forest Research*, **35**(10):2368–2381.

- LIEBERMAN, D. (1982). Seasonality and phenology in a dry tropical forest in Ghana. *Journal of Ecology*, **70**(3):791–806.
- LIN, C. R. & BUONGIORNO, J. (1997). Fixed versus variable-parameter matrix models of forest growth: the case of maple-birch forests. *Ecological Modelling*, **99**(2-3):263–274.
- LIN, C. R., BUONGIORNO, J., PRESTEMON, J. & SKOG, K. (1998). Growth model for uneven-aged loblolly pine stands—Simulations and management implications. USDA Forest Service, Forest Products Laboratory, Madison, WI, Research Paper FPL-RP-569. 13 p.
- LIN, C. R., BUONGIORNO, J. & VASIEVICH, M. (1996). A multi-species, density-dependent matrix growth model to predict tree diversity and income in northern hardwood stands. *Ecological Modelling*, **91**(1-3):193–211.
- LOSOS, E. C. & LEIGH, E. G. J. (réds.) (2004). *Tropical Forest Diversity and Dynamism: Findings from a Large-Scale Plot Network*, University of Chicago Press, Chicago, IL, USA. 688 p.
- LU, H. C. & BUONGIORNO, J. (1993). Long- and short-term effects of alternative cutting regimes on economic returns and ecological diversity in mixed-species forests. *Forest Ecology and Management*, **58**(3-4):173–192.
- MAGNUS, J. R. & NEUDECKER, H. (1999). *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics*. John Wiley & Sons, Chichester, 2^e édition (Wiley Series in Probability and Statistics). 395 p.
- MAÎTRE, H. F. (1986). Dynamique et production des peuplements naturels de forêt dense humide en Afrique. *Bois et Forêts des Tropiques*, **213**:3–12.
- MAÎTRE, H. F. (1991). Recherches sur la dynamique des peuplements arborés en vue de définir une sylviculture assurant la conservation et la production durables de l'écosystème forestier tropical humide. CIRAD-CTFT, Nogent-sur-Marne, France, Rapport technique. 14 p.
- MAKANA, J. R., HART, T. B., EWANGO, C., LIENGOLA, I., HART, J. A. & CONDIT, R. (2004a). Ituri Forest Dynamics Plots, DRC. Dans : *Tropical Forest Diversity and Dynamism: Findings from a*

- Large-Scale Network* / Losos, E. & Leigh, E. J. (réds.), p. 492–505, University of Chicago Press, Chicago, USA.
- MAKANA, J. R., HART, T. B., HIBBS, D. E. & CONDIT, R. (2004b). Forest structure and diversity in the Ituri Forest Dynamics Plots. Dans: *Tropical Forest Diversity and Dynamism: Findings from a Large-Scale Network* / Losos, E. & Leigh, E. J. (réds.), p. 159–174, University of Chicago Press, Chicago, USA.
- MAKANA, J. R., MADIDI, J. & BIKUMBU, H. (2006). Pre-harvest forestry and botanical inventories in ENRA logging concession in the Ituri Forest Landscape, northeastern Congo Basin rainforest (Democratic Republic of Congo). Center for Tropical Forest Science and Wildlife Conservation Society, Carpe report. 38 p.
- MAKANA, J. R. & THOMAS, S. C. (2005). Effects of light gaps and litter removal on the seedling performance of six African timber species. *Biotropica*, **37**(2):227–237.
- MAKANA, J. R. & THOMAS, S. C. (2006). Impacts of selective logging and agricultural clearing on forest structure, floristic composition and diversity, and timber tree regeneration in the Ituri Forest, Democratic Republic of Congo. *Biodiversity and Conservation*, **15**(4):1375–1397.
- MALHI, Y., BAKER, T. R., PHILLIPS, O. L., ALMEIDA, S., ALVAREZ, E., ARROYO, L., CHAVE, J., CZIMCZIK, C. I., DI FIORE, A., HIGUCHI, N., KILLEEN, T. J., LAURANCE, S. G., LAURANCE, W. F., LEWIS, S. L., MERCADO MONTOYA, L. M., MONTEAGUDO, A., NEILL, D. A., NÚÑEZ VARGAS, P., PATIÑO, S., PITMAN, N. C. A., QUESADA, C. A., SALOMÃO, R., SILVA, J. N. M., TORRES LEZAMA, A., VÁSQUEZ MARTÍNEZ, R., TERBORGH, J., VINCETI, B. & LLOYD, J. (2004). The above-ground coarse wood productivity of 104 Neotropical forest plots. *Global Change Biology*, **10**(5):563–591.
- MALHI, Y., WOOD, D., BAKER, T. R., WRIGHT, J., PHILLIPS, O. L., COCHRANE, T., MEIR, P., CHAVE, J., ALMEIDA, S., ARROYO, L., HIGUCHI, N., KILLEEN, T. J., LAURANCE, S. G., LAURANCE, W. F., LEWIS, S. L., MONTEAGUDO, A., NEILL, D. A., NÚÑEZ VARGAS, P., PITMAN, N. C. A., QUESADA, C. A., SALOMÃO, R., SILVA, J. N. M., LEZAMA, A. T., TERBORGH, J., VÁSQUEZ MARTÍNEZ, R. & VINCETI, B. (2006). The regional va-

- riation of aboveground live biomass in old-growth Amazonian forests. *Global Change Biology*, **12**(7):1107–1138.
- MANOKARAN, N., LAFRANKIE, J. V., KOCHUMMEN, K. M., QUAH, E. S., KLAHN, J. E., ASHTON, P. S. & HUBBELL, S. P. (1990). Methodology for the fifty hectare plot at Pasoh Forest Reserve. Forest Research Institute of Malaysia, Kuala Lumpur, Malaysia, Rapport technique. 62 p.
- MENDOZA, G. A. & SETYARSO, A. (1986). A transition matrix forest growth model for evaluating alternative harvesting schemes in Indonesia. *Forest Ecology and Management*, **15**(3):219–228.
- METCALFE, D., MEIR, P., ARAGÃO, L. E. O. C., DA COSTA, A., ALMEIDA, S., BRAGA, A., GONÇALVES, P., ATHAYDES, J., MALHI, Y. & WILLIAMS, M. (2008). Sample sizes for estimating key ecosystem characteristics in a tropical *terra firme* rainforest. *Forest Ecology and Management*, **255**(3-4):558–566.
- MICHIE, B. R. & BUONGIORNO, J. (1984). Estimation of a matrix model of forest growth from re-measured permanent plots. *Forest Ecology and Management*, **8**:127–135.
- MIMBIMI ESONO, P. & FOTEU KAMENI, R. (1999). Critères et indicateurs de la gestion durable des forêts et de la certification au Cameroun. Groupe national de travail sur la gestion durable des forêts et la certification au Cameroun, Yaoundé, Cameroun, Document d'audit forestier. 21 p.
- MØLLER, J. & WAAGEPETERSEN, R. P. (2004). *Statistical Inference and Simulation for Spatial Point Processes*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton (Monographs on Statistics and Applied Probability n° 100). 300 p.
- MOLONEY, K. A. (1986). A generalized algorithm for determining category size. *Ecologia (Berlin)*, **69**:176–180.
- NAMAALWA, J., EID, T. & SANKHAYAN, P. (2005). A multi-species density-dependent matrix growth model for the dry woodlands of Uganda. *Forest Ecology and Management*, **213**(1-3):312–327.
- NZIENGUI, B. (1999). Croissance et mortalité des arbres en forêt tropicale humide. étude comparative à partir de deux transects botaniques dans deux sites de végétation à la réserve de faune de la

- Lopé (Gabon) : forêt mature, forêt à Marantaceae. Projet ECO-FAC, Rapport technique. 32 p.
- OAB-OIBT (2003). Principes, critères et indicateurs OAB-OIBT de la gestion durable des forêts tropicales naturelles d'Afrique. Organisation africaine du bois (OAB), Libreville, Gabon et Organisation internationale des bois tropicaux (OIBT), Yokohama, Japon, Série Développement de politiques OIBT 14. 26 p.
- OLIVE, D. J. (2007). *Applied Robust Statistics*. Southern Illinois University, Department of Mathematics, Carbondale, Illinois. 574 p., book published on-line.
- ORÉADE-BRÈCHE (2006). Étude bilan-évaluation du projet FFEM d'appui à l'aménagement forestier durable au Gabon. Ministère de l'Économie Forestière, des Eaux, de la Pêche, Chargé de l'Environnement et de la Protection de la Nature, Libreville, Gabon, Rapport final. 81 p.
- OSHO, J. S. A. (1991). Matrix model for tree population projection in a tropical rain forest of south-western Nigeria. *Ecological Modelling*, **59**(3-4):247–255.
- PARREN, M. P. E. & DE GRAAF, N. R. (1995). *The Quest for Natural Forest Management in Ghana, Côte d'Ivoire and Liberia*. Tropenbos, Wageningen, The Netherlands (Tropenbos Series n° 13). 199 p.
- PAVÉ, A. (1994). *Modélisation en biologie et en écologie*. Éditions Aléas, Lyon. 558 p.
- PÉLISSIER, R. & PASCAL, J. P. (2000). Two-year tree growth patterns investigated from monthly girth records using dendrometer bands in a wet evergreen forest in India. *Journal of Tropical Ecology*, **16**(3):429–446.
- PHILLIPS, O. & MILLER, J. (2002). *Global Patterns of Plant Diversity: Alwyn H. Gentry's Forest Transect Data Set*. Missouri Botanical Garden Press, St. Louis, Missouri, USA (Monographs in Systematic Botany n° 89). 319 p.
- PHILLIPS, O. & SHEIL, D. (1997). Forest turnover, diversity and CO₂. *Trends in Ecology and Evolution*, **12**(10):404.
- PHILLIPS, O. L., BAKER, T. R., ARROYO, L., HIGUCHI, N., KILLEEN, T. J., LAURANCE, W. F., LEWIS, S. L., LLOYD, J.,

- MALHI, Y., MONTEAGUDO, A., NEILL, D. A., NÚÑEZ VARGAS, P., SILVA, J. N. M., TERBORGH, J., VÁSQUEZ MARTÍNEZ, R., ALEXIADES, M., ALMEIDA, S., BROWN, S., CHAVE, J., COMISKEY, J. A., CZIMCZIK, C. I., DI FIORE, A., ERWIN, T., KUEBLER, C., LAURANCE, S. G., NASCIMENTO, H. E. M., OLIVIER, J., PALACIOS, W., PATIÑO, S., PITMAN, N. C. A., QUESADA, C. A., SALDIAS, M., LEZAMA, A. T. & VINCETI, B. (2004). Pattern and process in Amazon tree turnover, 1976-2001. *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series B*, **359**(1443):381-407.
- PHILLIPS, O. L. & GENTRY, A. H. (1994). Increasing turnover through time in tropical forests. *Science*, **263**:954-958.
- PHILLIPS, O. L., MALHI, Y., HIGUCHI, N., LAURANCE, W. F., NÚÑEZ, P. V., VÁSQUEZ, R. M., LAURANCE, S. G., FERREIRA, L. V., STERN, M., BROWN, S. & GRACE, J. (1998). Changes in the carbon balance of tropical forests: evidence from long-term plots. *Science*, **282**(5388):439-442.
- PHILLIPS, O. L., NÚÑEZ VARGAS, P., MONTEAGUDO, A. L., PEÑA CRUZ, A., CHUSPE ZANS, M.-E., GALIANO SÁNCHEZ, W., YLI-HALLA, M. & ROSE, S. (2003a). Habitat association among Amazonian tree species: a landscape-scale approach. *Journal of Ecology*, **91**(5):757-775.
- PHILLIPS, O. L., VÁSQUEZ MARTÍNEZ, R., NÚÑEZ VARGAS, P., MONTEAGUDO, A. L., CHUSPE ZANS, M.-E., GALIANO SÁNCHEZ, W., PEÑA CRUZ, A., TIMANÁ, M., YLI-HALLA, M. & ROSE, S. (2003b). Efficient plot-based floristic assessment of tropical forests. *Journal of Tropical Ecology*, **19**(6):629-645.
- PICARD, N., BAR-HEN, A. & GOURLET-FLEURY, S. (2007). Estimator of upgrowth transition parameters for size-classified matrix from small samples. *Ecological Modelling*, **204**(1-2):59-69.
- PICARD, N., MORTIER, F. & CHAGNEAU, P. (2008a). Influence of estimators of the vital rates in the stock recovery rate when using matrix models for tropical rainforests. *Ecological Modelling*, **214**(2-4):349-360.
- PICARD, N., OUATTARA, S., DIARISSO, D., BALLO, M. & GAUTIER, D. (2006). Defining units for savanna management in sudano-sahelian areas. *Forest Ecology and Management*, **236**(2-3):403-411.

- PICARD, N., YALIBANDA, Y., NAMKOSSERENA, S. & BAYA, F. (2008b). Estimating the stock recovery rate using matrix models. *Forest Ecology and Management*, **255**(10):3597–3605.
- POSO, S. (2007). Change monitoring with permanent sample plots. Dans : *Forest Inventory, Methodology and Applications* / Kangas, A. & Maltamo, M. (réds.), p. 65–84, Springer Verlag, Amsterdam, The Netherlands (Managing Forest Ecosystems n° 10).
- PRÉVOST, M. F. & PUIG, H. (1981). Accroissement diamétral des arbres en Guyane : observations sur quelques arbres de forêt primaire et de forêt secondaire. *Bulletin du Muséum National d'Histoire Naturelle, série 4, section B, Adansonia*, **3**(2):147–171.
- PRIYADI, H., GUNARSO, P. & KANNINEN, M. (réds.) (2006). *Permanent Sample Plots. More than just forest data. Proceedings of International Workshop on Promoting Permanent Sample Plots in Asia and the Pacific Region, Bogor, Indonesia, 3-5 August 2005*, Center for International Forestry Research (CIFOR), Bogor, Indonesia. 169 p.
- PROMEL, H. J. & STEGER, A. (2002). *The Steiner Tree Problem: A Tour Through Graphs, Algorithms, and Complexity*. Friedrich Vieweg & Son, Braunschweig (Vieweg Advanced Lectures in Mathematics). 241 p.
- RALSTON, R., BUONGIORNO, J. & SCHULTE, B. (2002). *WestPro: A Computer Program for Simulating Uneven-aged Douglas-fir Stand Growth and Yield in the Pacific Northwest*. Department of Forest Ecology and Management, University of Wisconsin, Madison, WI, USA and USDA Forest Service, Pacific Northwest Experiment Station, Portland, OR, USA.
- RALSTON, R., BUONGIORNO, J., SCHULTE, B. & FRIED, J. (2003). Non-linear matrix modelling of forest growth with permanent plot data: The case of uneven aged Douglas-fir stands. *International Transactions of Operations Research*, **10**(5):461–482.
- RAMEAU, J. C., MANSION, D., DUMÉ, G., TIMBAL, J., LECOINTE, A., DUPONT, P. & KELLER, R. (1989). *Flore forestière française, guide écologique illustré. Tome 1, plaines et collines*. Institut pour le Développement Forestier, Paris, France. 1785 p.

- RANNEY, B. & ROVAINEN, E. (1995). On the determination of time intervals between remeasurements of permanent plots. *Forest Ecology and Management*, **71**(3):195–202.
- REETH, V. (1998). Étude complémentaire de la biodiversité végétale du parc national de Monte Alén (Guinée équatoriale) (y compris inventaire du couloir vers Monte Mitra et quelques éléments sur la dynamique des ligneux). Rapport de la mission effectuée au parc national de Monte Alén de décembre 1997 à mars 1998. Agreco-CTFT, Bruxelles, Belgique, Rapport du projet ECOFAC. 158 p.
- REITSMA, J. M. (1988). *Végétation forestière du Gabon*. Tropenbos, Wageningen, The Netherlands (Tropenbos Technical Series n° 1). 142 p.
- RÉJOU-MÉCHAIN, M. (2006). *Variabilité des structures et de la répartition des espèces d'arbres en forêt tropicale dense humide : une approche régionale dans le sud ouest de la RCA*. Mémoire de M2, Université Montpellier 2, Montpellier, France. 38 p.
- ROGERS-BENNETT, L. & ROGERS, D. W. (2006). A semi-empirical growth estimation method for matrix models of endangered species. *Ecological Modelling*, **195**(3-4):237–246.
- SCHULTE, B. J. & BUONGIORNO, J. (2004). A growth and yield model for naturally-regenerated mixed shortleaf pine forests in the southern United States of America. *International Forestry Review*, **6**(1):19–29.
- SENTERRE, B. (2005a). Recherches méthodologiques pour la typologie de la végétation et la phytogéographie des forêts denses d'Afrique tropicale. *Acta Botanica Gallica*, **152**(3):409–419.
- SENTERRE, B. (2005b). *Recherches méthodologiques pour la typologie de la végétation et la phytogéographie des forêts denses d'Afrique tropicale*. Thèse de doctorat, Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, Belgique. 345 p.
- SENTERRE, B. & LEJOLY, J. (2001). Trees diversity in the Nsork rain forest (Rio Muni, Equatorial Guinea). *Acta Botanica Gallica*, **148**(3):227–235.
- SGS QUALIFOR (2005). Norme générique adaptée au contexte de la République du Congo. SGS Qualifor, Gestion forestière, Midrand, South Africa, Rapport technique. 60 p.

- SHAMPINE, W. J. (1993). Quality assurance and quality control in monitoring programs. *Environmental Monitoring and Assessment*, **26**(2-3):143–151.
- SHEIL, D. (1995a). A critique of permanent plot methods and analysis with examples from Budongo Forest, Uganda. *Forest Ecology and Management*, **77**(1-3):11–34.
- SHEIL, D. (1995b). Evaluating turnover in tropical forests. *Science*, **268**(5212):894–895.
- SHEIL, D., BURSLEM, D. F. R. P. & ALDER, D. (1995). The interpretation and misinterpretation of mortality rate measures. *Journal of Ecology*, **83**(2):331–333.
- SHEIL, D., JENNINGS, S. & SAVILL, P. (2000). Long-term permanent plot observations of vegetation dynamics in Budongo, a Ugandan rain forest. *Journal of Tropical Ecology*, **16**(6):765–800.
- SHEIL, D. & MAY, R. M. (1996). Mortality and recruitment rate evaluations in heterogeneous tropical forests. *Journal of Ecology*, **84**(1):91–100.
- SIST, P., PICARD, N. & GOURLET-FLEURY, S. (2003). Sustainable cutting cycle and yields in a lowland mixed dipterocarp forest of Borneo. *Annals of Forest Science*, **60**(8):803–814.
- SONGWE, N., THOMAS, D., CHUYONG, G., KENFACK, D., LOSOS, E. & CONDIT, R. (in press). Korup forest dynamics plot, Cameroon. Dans : *Forest Diversity and Dynamism: Findings from a Network of Large-Scale Tropical Forest Plots*, University of Chicago Press, Chicago, USA.
- SONKÉ, B. (1998). *Études floristiques et structurales des forêts de la réserve de faune du Dja (Cameroun)*. Thèse de doctorat, Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, Belgique. 256 p.
- SONKÉ, B. (1999). Accroissement et mortalité des arbres en forêts denses tropicales : cas de la réserve de faune du Dja (Cameroun). Dans : *La gestion des forêts denses africaines aujourd'hui : actes du séminaire Forafri de Libreville, Gabon* / Nasi, R., Amsellem, I. & Drouineau, S. (réds.), p. 21, CIRAD-Forêt, Montpellier, France.
- SPATHELF, P. & DURLO, M. A. (2001). Transition matrix for modeling the dynamics of a subtropical seminatural forest in southern Brazil. *Forest Ecology and Management*, **151**(1-3):139–149.

- STAFFORD, S. G. (1993). Data, data everywhere but not a byte to read: managing monitoring information. *Environmental Monitoring and Assessment*, **26**(2-3):125–141.
- STEPHENSON, N. L. & VAN MANTGEM, P. J. (2005). Forest turnover rates follow global and regional patterns of productivity. *Ecology Letters*, **8**(5):524–531.
- STOHLGREN, T. J., BINKLEY, D., VEBLEN, T. T. & BAKER, W. L. (1995). Attributes of reliable long-term landscape-scale studies: malpractice insurance for landscape ecologists. *Environmental Monitoring and Assessment*, **36**(1):1–25.
- STOYAN, D. & STOYAN, H. (1994). *Fractals, Random Shapes and Point Fields*. John Wiley & Sons, Chichester. 390 p.
- STRAYER, D., GLITZENSTEIN, J. S., JONES, C. G., KOLASA, J., LIKENS, G. E., McDONNELL, M. J., PARKER, G. G. & PICKETT, S. T. A. (1986). Long-term ecological studies: an illustrated account of their design, operation, and importance to ecology. Institute of Ecosystem Studies, Millbrook, New York, USA, Occasional Publication 2. 38 p.
- STURGES, H. A. (1926). The choice of a class interval. *Journal of the American Statistical Association*, **21**:65–66.
- SUNDERLAND, T. & BALINGA, M. (2005). Évaluation préliminaire de la végétation du parc national de Nouabalé-Ndoki et de sa zone tampon, Congo. Herbar National du Gabon, Limbe Botanical & Zoological Gardens, Wildlife Conservation Society, Forests Resources and People, Smithsonian Institute, Brazzaville, Congo, Carpe report. 119 p.
- SUNDERLAND, T., WALTERS, G. & ISSEMBE, Y. (2004). Étude préliminaire de la végétation du parc national de Mbé, Monts de Cristal, Gabon. Herbar National du Gabon, Limbe Botanical & Zoological Gardens, Missouri Botanical Garden, Forests Resources and People, Smithsonian National Zoological Park, Libreville, Gabon, Carpe report. 50 p.
- SUNDERLAND, T. C. H., ROS, C. J., COMISKEY, J. A. & NJIAMNSHI, A. (1997). The vegetation of the Campo faunal reserve and Ejagham forest reserve, Cameroon. Smithsonian Institution, SI/MAB, Washington DC, USA, International cooperative biodiversity group (ICBG), associate program I report.

- SWAINE, M. D., HALL, J. B. & ALEXANDER, I. J. (1987a). Tree population dynamics at Kade, Ghana (1968-1982). *Journal of Tropical Ecology*, **3**:331-345.
- SWAINE, M. D., LIEBERMAN, D. & PUTZ, F. E. (1987b). The dynamics of tree populations in tropical forest: a review. *Journal of Tropical Ecology*, **3**(4):359-369.
- SYNNOTT, T. J. (1979). A manual of permanent plot procedures for tropical rainforests. Oxford Forestry Institute, Department of Plant Sciences, University of Oxford, Oxford, UK, Tropical Forestry Papers 14. 67 p.
- TAYLOR, D. M., HAMILTON, A. C., WHYATT, J. D., MUCUNGUZI, P. & BUKENYA-ZIRABA, R. (1996). Stand dynamics in Mpanga research forest reserve, Uganda, 1968-1993. *Journal of Tropical Ecology*, **12**(4):583-597.
- TEILLIER, L. (1994). Le Centre Pilote d'Afforestation en Limba de N'Gouha 2, République du Congo. Synthèse des recherches forestières réalisées de 1981 à 1994. CIRAD-Forêt, Nogent-sur-Marne, France, Rapport technique. 115 p.
- TEREA (2006). Gabonese scheme of forestry certification. Gabonese Association of the Pan African Forestry Certification System (PAFC-Gabon), Libreville, Gabon, Rapport technique. 137 p.
- THOMAS, D. & CHUYONG, G. (2006). The establishment of long-term forest monitoring plots in Southeast Cameroon. Center for Tropical Forest Science, Smithsonian Tropical Research Institute, Washington DC, USA, Carpe report. 38 p.
- THOMAS, D. W., KENFACK, D., CHUYONG, G. B., MOSES, S. N., LOSOS, E., CONDIT, R. & SONGWE, N. (2003). Tree species of southwestern Cameroon: tree distribution maps, diameter tables, and species documentation of the 50-hectare Korup forest dynamics plot. Center for Tropical Forest Science of the Smithsonian Tropical Research Institute and Bioresources Development and Conservation Programme-Cameroon, Washington DC, USA, Rapport technique.
- USHER, M. B. (1966). A matrix approach to the management of renewable resources, with special reference to the selection forests. *Journal of Applied Ecology*, **3**:355-367.

- USHER, M. B. (1969). A matrix model for forest management. *Biometrics*, **25**(2):309–315.
- VANCLAY, J. K. (1991). Data requirements for developing growth models for tropical moist forest. *Commonwealth Forestry Review*, **70**(4):248–271.
- VANCLAY, J. K. (1992). Permanent plots for multiple objectives: defining goals and resolving conflicts. Dans: *Remote Sensing and Permanent Plot Techniques for World Forest Monitoring, Proceedings of IUFRO S4.02.05 Wacharakitti International Workshop, 13-17 January 1992* / Lund, H. G., Päivinen, R. & Thammincha, S. (réds.), p. 157–163, Pattaya, Thailand.
- VANCLAY, J. K. (1998). Getting the most out of your permanent plot data. Dans: *Proceedings, IUFRO conference on growth studies in moist tropical Africa, 11-15 November 1996, Kumasi, Ghana* / Foli, E., Vanclay, J. & Ofusu-Adiesu, A. (réds.), p. 43–48, Forestry Research Institute of Ghana, Kumasi, Ghana.
- VANCLAY, J. K., SKOVSGAARD, J. P. & PILEGAARD HANSEN, C. (1995). Assessing the quality of permanent sample plot databases for growth modelling in forest plantations. *Forest Ecology and Management*, **71**(3):177–186.
- VANDERMEER, J. (1978). Choosing category size in a stage projection matrix. *Ecologia (Berlin)*, **32**:79–84.
- WHITE, F. (1986). *La végétation de l'Afrique*. Orstom / Unesco, Paris, France (Recherches sur les ressources naturelles n° 20). 384 p.
- WHITE, L. & EDWARDS, A. (2000). *Conservation Research in the African Rain Forests: A Technical Handbook*. Wildlife Conservation Society, New York. 454 p.
- WHITE, L. J. T. (1996). Étude de la végétation – Rapport final. AGRECO / CTFT, Libreville, Gabon, Projet ECOFAC – composante Gabon. 170 p.
- WHITMORE, T. C. (1989). Guidelines to avoid remeasurement problems in permanent sample plots in tropical rain forest. *Biotropica*, **21**3:282–283.
- WILLIAMSON, E. A. (1988). *Behavioural ecology of western lowland gorillas in Gabon*. Thèse de doctorat, University of Stirling, Stirling, Scotland.

- WORBES, M. (1999). Annual growth rings, rainfall-dependent growth and long-term growth patterns of tropical trees from the Caparo Forest Reserve in Venezuela. *Journal of Ecology*, **87**(3):391–403.
- YALIBANDA, Y. (1998). Dynamique des ligneux dans la forêt de Ngotto (RCA). Agreco-GEIE, Bruxelles, Belgique, Rapport du projet ECOFAC. 120 p.
- ZEGER, S. L. & LIANG, K. Y. (1986). Longitudinal data analysis for discrete and continuous outcomes. *Biometrics*, **42**(1):121–130.
- ZEIDE, B. (1980). Plot size optimization. *Forest Science*, **26**(2):251–257.
- ZETLAOUI, M., PICARD, N. & BAR-HEN, A. (2006). Asymptotic distribution of stage-grouped population models. *Mathematical Biosciences*, **200**(1):76–89.
- ZHOU, M. & BUONGIORNO, J. (2004). Nonlinearity and noise interaction in a model of forest growth. *Ecological Modelling*, **180**(2-3):291–304.

Table des matières

Préface	i
Remerciements	v
Avant-propos	vii
Introduction	1
1 État des lieux	9
1.1 Caractéristiques des dispositifs existant	11
1.1.1 Vocation	11
1.1.2 Distribution spatiale	22
1.1.3 Historique	23
1.1.4 Taille	26
1.1.5 Protocoles	26
1.1.6 Mesures	28
1.2 Forces et faiblesses de l'existant	29
1.2.1 Beaucoup de dispositifs mais peu de données de dynamique forestière	29
1.2.2 Quel protocole?	31
1.2.3 Ailleurs dans le monde	32
1.3 Bilan	33
2 Planification	35
2.1 Stratification de la forêt	37
2.2 Raisonnement statistique	39
2.2.1 Grandeur objectif à estimer	39
2.2.2 Variabilité d'échantillonnage	43
2.2.3 Estimateur de la grandeur objectif	47

2.3	Mise en œuvre du raisonnement	48
2.4	Dispositif proposé	49
2.4.1	Diamètre minimum d’inventaire	50
2.4.2	Intervalle de temps entre deux mesures	50
2.4.3	Type de dispositif	53
2.4.4	Taille du dispositif	57
2.4.5	Durée de vie du dispositif	60
2.4.6	En guise de conclusion	60
3	Mise en place	63
3.1	Emplacement et délimitation	64
3.1.1	Emplacement des sentiers et des parcelles . . .	64
3.1.2	Délimitation des parcelles	73
3.1.3	Zones tampon autour des parcelles	75
3.1.4	Corrections de pente	77
3.2	Positionnement et marquage des arbres	78
3.2.1	Positionnement des arbres dans les parcelles . .	79
3.2.2	Localisation des arbres le long des sentiers . . .	80
3.2.3	Marquage des arbres	83
3.3	Mesures	93
3.3.1	Détermination botanique	93
3.3.2	Statut des arbres	94
3.3.3	Mesure des circonférences	101
3.4	Calendrier des mesures	103
3.5	Organisation et temps nécessaires	104
3.5.1	Composition des équipes	104
3.5.2	Temps à consacrer aux différentes opérations .	106
3.5.3	Mise en place et suivi d’un dispositif complet : temps nécessaire et calendrier de travail	112
4	Traitement des données	115
4.1	Saisie des données	116
4.1.1	Les erreurs de saisie	117
4.1.2	La méta-information	118
4.1.3	Niveaux emboîtés et structuration des données	119
4.2	Apurement des données	122
4.3	Mise en forme des données	125

4.4	Analyses	126
4.4.1	Mise en forme des données	127
4.4.2	Paramètres de la dynamique	127
4.4.3	Taux de reconstitution du stock	130
4.4.4	Variabilité d'échantillonnage	131
5	Application	135
5.1	Site d'études et espèces prioritaires	135
5.2	Dispositif de type parcelle permanente	137
5.3	Dispositif de type sentier	139
5.4	Dispositif hybride	143
	Conclusion	147
	Annexes	151
A	Théorie	151
A.1	Bases statistiques du raisonnement	151
A.2	Grandeur à prédire	156
A.2.1	Modèle matriciel	157
A.2.2	Expression du taux de reconstitution du stock .	161
A.2.3	Taux asymptotique de reconstitution du stock .	163
A.2.4	Réécriture de la matrice de Usher	165
A.3	Taille d'échantillon	167
A.3.1	Distribution des observations	167
A.3.2	Choix des classes de diamètre	170
A.3.3	Estimateur de la matrice de Usher	172
A.3.4	Méthode bootstrap	179
A.3.5	Application au sapelli	188
A.4	Parcelle permanente	190
A.4.1	Superficie totale	191
A.4.2	Compromis SLOSS	196
A.4.3	Vers une prise en compte de la variabilité envi- ronnementale	198
A.5	Sentier permanent	200
A.6	Dispositif hybride	202
A.7	Et pour plusieurs espèces.	204
A.7.1	Dispositif de type « sentier »	206

- A.7.2 Dispositif de type « parcelles permanentes » . . . 206
- A.8 Caractéristiques temporelles du suivi 210
 - A.8.1 Intervalle de temps entre deux mesures consécutives 212
 - A.8.2 Durée de vie d'un dispositif 214
- A.9 Diamètre minimum d'inventaire 215

- Bibliographie 217**

- Table des matières 241**

- Lexique des principaux termes employés 245**

- Liste des symboles mathématiques 247**

- Liste des tableaux 251**

- Table des figures 255**

- Liste des encadrés 259**

Lexique des principaux termes employés

Dbh, diamètre à 1,30 m, diamètre à hauteur de poitrine.

Ces trois expressions désignent la même chose, à savoir le diamètre d'un arbre à la hauteur de référence classiquement utilisée qui est celle des bras d'un homme debout. « Dbh » est l'acronyme de l'expression anglaise « diameter at breast height ».

Diamètre de précomptage. Diamètre minimum à partir duquel les arbres sont pris en compte dans un inventaire ou une campagne de mesure.

Écosystème. Ensemble formé par une association ou communauté d'êtres vivants (le peuplement forestier dans le cadre de ce manuel) et son environnement géologique, pédologique et atmosphérique.

Parcelle. Dans ce manuel, les parcelles désignent des surfaces carrées sur lesquelles tous les arbres du peuplement sont identifiés, localisés et mesurés régulièrement dès lors qu'ils dépassent le diamètre de précomptage.

Peuplement forestier. Ensemble (plurispécifique) des arbres qui se développent sur une station donnée.

Population forestière. Ensemble d'arbres appartenant à la même espèce.

Sentier, ou sentier de suivi. Nous employons indifféremment les deux termes pour désigner le trajet suivi par l'équipe d'inventaire pour se rendre d'un arbre au suivant dans le cas de l'étude ciblée sur les populations d'espèces prioritaires (voir figure 3.2). Dans le cas qui nous intéresse ici, le sentier relie environ 4000 individus situés au sein d'un site de 400 ha.

Site. Dans ce manuel, le site désigne une surface de pré-inventaire de forme carrée, de 400 ha, au sein de laquelle sont positionnés les sentiers de suivi et les parcelles permanentes.

Station forestière. Étendue de terrain, de superficie variable, homogène dans ses conditions physiques (climat, topographie, rochemère, sols) et biologiques (composition floristique et structure de la végétation spontanée) (Rameau *et al.*, 1989).

Stratification. Découpage spatial de la forêt en zones aussi homogènes que possible. Chaque zone se rattache à un type de formation végétale identifié lors d'une typologie de la forêt.

Turn-over. Processus démographique de remplacement des individus au sein d'une population. C'est la résultante de la mortalité (disparition d'individus) et du recrutement (apparition de nouveaux individus). Il est quantifié par un taux calculé comme la moyenne entre le taux de recrutement et le taux de mortalité.

Liste des symboles mathématiques

- ...['] transposée pour un vecteur ou une matrice
- ...^{*} quantité obtenue par ré-échantillonnage bootstrap
- ...̂ estimateur de la quantité sous l'accent (exemple: \hat{X} est l'estimateur de X)
- ...̄ moyenne empirique de la quantité sous la barre (exemple: \bar{D} est le diamètre moyen)
- † état « mort » d'un arbre
- $\#\{p\}$ nombre d'observations pour laquelle la proposition p est vraie
(= $\sum_{k=1}^n \mathbf{1}(p_k)$)
- $\mathbf{1}(p)$ fonction indicatrice de la proposition p (= 1 si p est vraie et 0 si p est fausse)
- a vitesse moyenne de croissance en diamètre
- A superficie totale d'un dispositif = pS
- B stock exploitable
- c coût d'installation et de suivi d'un dispositif
- \mathbf{C} matrice stochastique de croissance
- CV coefficient de variation
- d indice de la classe de diamètre correspondant au DME
- d^* indice de la classe de diamètre correspondant au DMA
- D diamètre d'une arbre
- E espérance d'une variable aléatoire
- f taux de fécondité moyen = ratio du nombre de recrutés sur le nombre d'arbres vivants
- f^* ratio du nombre de recrutés sur la taille d'échantillon = $f/(1+f)$
- F loi des observations
- F_0 nombre d'arbres recrutés entre deux pas de temps successifs

- $F_{i \rightarrow j}$ nombre d'arbres passant de la i^{e} classe de diamètre à la j^{e} entre deux pas de temps successifs
 $F_{i \rightarrow \dagger}$ nombre d'arbres qui meurent dans la i^{e} classe de diamètre
 G_i^\bullet distribution conditionnelle des diamètres au temps t_0 sachant que les arbres restent vivants entre les instants t_0 et $t_0 + 1$
 \mathbf{I}_k vecteur de longueur K dont le i^{e} élément est $\mathbf{1}(i \geq k)$
 \mathbf{J} matrice définissant le prélèvement d'exploitation
 K nombre de classes de diamètre
 m_i probabilité de mourir pour un arbre de la classe i
 n taille d'échantillon = nombre d'observations d'un jeu de données
 N nombre d'arbres dans un domaine donné de l'espace
 N_i effectif de la i^{e} classe de diamètre
 \mathbf{N} vecteur des effectifs dans les classes de diamètre
 p nombre de répliques du dispositif de base au sein d'un dispositif
 p_i probabilité qu'un arbre reste vivant et passe de la classe i dans la classe $i + 1$
 p_i^\bullet probabilité conditionnelle qu'un arbre passe de la classe i dans la classe $i + 1$ sachant qu'il reste vivant
 P nombre d'espèces
 \mathcal{P} domaine de l'espace couvert par une parcelle unitaire
 q_i probabilité qu'un arbre reste vivant dans la classe i
 q_i^\bullet probabilité conditionnelle qu'un arbre reste dans la classe i sachant qu'il reste vivant
 q_α quantile au seuil α d'une loi donnée
 \mathbf{q} coordonnées spatiales d'une parcelle
 \mathbf{R} matrice de recrutement
 \mathbf{s}_n jeu de données de n observations
 $\mathbf{s}_{n^*}^*$ plan d'échantillonnage = jeu de données de n^* observations que l'on planifie d'avoir, ou bien échantillon bootstrap tiré d'un jeu de données \mathbf{s}_n
 S taille unitaire d'un dispositif de base
 \mathbf{S} matrice diagonale de survie
 t index du temps
 t_0 temps de la mesure initiale

- t_α quantile au seuil α d'une loi de Student
 T durée d'une rotation
 u_i borne inférieure de la i^{e} classe de diamètre = borne supérieure de la $(i - 1)^{\text{e}}$ classe
 u_1 diamètre minimum d'inventaire
 \mathbf{U} matrice de transition de Usher
 Var variance d'une variable aléatoire
 w_i proportion d'observations dans la classe i dans un plan d'échantillonnage
 \mathbf{x} coordonnées spatiales d'un point
 X taux de reconstitution du stock (et plus généralement, toute grandeur prédite à partir d'un jeu de données)
 \mathbf{Y} matrice définissant un cycle d'exploitation
 α seuil pour le calcul d'une précision d'estimation
 δ largeur d'une classe de diamètre ($\delta_i = u_{i+1} - u_i$)
 δ_o masse de Dirac en o
 ΔD accroissement en diamètre entre deux mesures
 Δt intervalle de temps entre deux mesures successives ou pas de temps du modèle matriciel
 ε précision d'estimation
 λ densité de tiges = nombre de tiges par unité de surface
 λ_0 densité locale de tiges
 μ paramètre d'une loi exponentielle ou d'une loi exponentielle tronquée s'ajustant à une distribution diamétrique
 ρ taux asymptotique de reconstitution du stock = valeur propre dominante de \mathbf{Y}
 σ écart-type d'une variable aléatoire
 θ vecteur des $2K$ paramètres $m_1, \dots, m_K, p_1^\bullet, \dots, p_{K-1}^\bullet$, et f d'une matrice de Usher
 τ durée de vie d'un dispositif
 ξ application de \mathbf{R}^{2K} dans \mathbf{R}^+ qui au vecteur θ des paramètres de la matrice de Usher associe le taux de reconstitution du stock
 X

Liste des tableaux

1.1	Liste des dispositifs permanents de suivi de la végétation forestière en Afrique centrale.	12
2.1	Minimums et maximums selon les espèces de la taille d'échantillon requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné.	54
2.2	Minimums et maximums selon les espèces de la superficie en parcelle permanente requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné.	55
3.1	Sélection des arbres à suivre dans les classes de diamètre	70
3.2	Écart observé entre distance et superficie mesurées sur le terrain et leur projection horizontale, en fonction de la pente	78
3.3	Principales causes de mortalité à identifier sur les sentiers et dans les parcelles	96
3.4	Principales indications à enregistrer lors des inventaires d'arbres vivants sur les sentiers et dans les parcelles . .	100
3.5	Indication des temps de travail à prévoir pour la mise en place et le suivi d'un dispositif complet	107
3.6	Calendrier possible des opérations nécessaires à la mise en place d'un dispositif complet	110
4.1	Saisie des données avec cinq niveaux emboîtés dans un seul tableau.	121
4.2	Formats de données	126

4.3 Paramètres de croissance du sapelli à M’Baïki entre 1982 et 1984 selon les classes de diamètre 128

4.4 Statistiques descriptives du taux de reconstitution du stock de sapelli à l’issue de la première rotation à M’Baïki 132

4.5 Statistiques descriptives du taux asymptotique de reconstitution du stock de sapelli à M’Baïki 134

5.1 Liste des espèces prioritaires sur le dispositif expérimental de M’Baïki 138

5.2 Superficie totale à mettre en parcelle permanente pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné, pour les 11 espèces prioritaires analysées à M’Baïki 140

5.3 Nombre d’arbres à suivre le long d’un sentier pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné, pour les 11 espèces prioritaires analysées à M’Baïki. 141

5.4 Nombre minimum de re-mesures à réaliser pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné si l’on suit $n^* = 200$ arbres de chaque espèce le long de sentiers 142

5.5 Superficie A à mettre en parcelle permanente pour estimer le taux asymptotique de reconstitution du stock ρ avec une précision ε donnée à un seuil α donné, dans un dispositif hybride 146

A.1 Jeu de données relatif au sapelli sur le dispositif de M’Baïki 168

A.2 Taux de transition du sapelli à M’Baïki 178

A.3 Dérivées partielles de l’application $\xi : \theta \mapsto X$ 186

A.4 Taille d’échantillon n^* requise pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné 191

A.5 Superficie totale (en ha) requise pour estimer le taux de reconstitution du stock avec une précision ε donnée à un seuil α donné. 196

A.6 Nombre d’arbres n^* à mesurer le long d’un sentier pour atteindre une précision d’estimation ε donnée à un seuil α donné 202

A.7 Durée de vie τ d'un sentier requise pour atteindre une
précision d'estimation ε donnée à un seuil α donné si
le sentier comporte $n_0^* = 200$ arbres 216

Table des figures

1	Les trois types de dispositif permanent (parcelle, layon, sentier)	4
1.1	Position des dispositifs permanents en Afrique centrale : vue générale	23
1.2	Position des dispositifs permanents en Afrique centrale : zoom sur la partie occidentale	24
1.3	Nombre de dispositifs installés par année.	25
1.4	Relation entre la surface unitaire des parcelles et le nombre de parcelles installées par site	27
1.5	Histogramme des tailles de parcelles	27
2.1	Schéma de l'évolution cyclique du stock exploitable lorsqu'une exploitation a lieu périodiquement avec une période T	43
2.2	Influence de la distribution diamétrique initiale sur le taux de reconstitution du stock à l'issue d'une rotation	44
3.1	Illustration de la démarche à suivre pour l'inventaire préliminaire	67
3.2	Exemple de tracés permettant de relier un arbre à inventorier au suivant	72
3.3	Emplacement des parcelles de suivi en plein sur le site de 400 ha précédemment inventorié	74
3.4	Schéma des fossés délimitant les extrémités des placés d'une parcelle permanente.	75
3.5	Fossé en T séparant deux sous-parcelles (carrés 3 et 4, parcelle 3 de Boukoko, M'Baïki, RCA)	76
3.6	Positionnement des arbres par la méthode classique, utilisant boussoles et décamètres	81

3.7	Positionnement des arbres par triangulation, à l'aide d'un télémètre laser	82
3.8	Numérotation des carrés, des placeaux et des arbres dans les parcelles permanentes	84
3.9	Numérotation au pochoir des arbres	86
3.10	Positionnement du trait de peinture à la hauteur de référence	88
3.11	Positionnement du trait de peinture chez les arbres présentant fourches et déformations du tronc	90
3.12	Remontée du trait de peinture	91
3.13	Positionnement du trait de peinture sur les arbres à contreforts	92
3.14	Exemples de réitérations sur des troncs couchés	97
3.15	Développement d'un ficus étrangleur (RCA, permis SEFCA, sud PEA 183)	98
3.16	Lecture de la circonférence sur le ruban souple	102
4.1	Exemple de cinq tableaux de données pour cinq niveaux emboîtés.	122
4.2	Exemple de structure de base de données relationnelle	123
4.3	Évolution temporelle du stock exploitable de sapelli pendant cinq cycles d'exploitation	133
5.1	Dispositif de M'Baïki en République Centrafricaine	136
5.2	Précision d'estimation du taux asymptotique de reconstitution du stock ρ au seuil $\alpha = 0.9$ pour le sapelli	144
A.1	Schéma des transitions entre classes de diamètre permises par l'hypothèse d'Usher	160
A.2	Histogramme de la distribution diamétrique du sapelli à M'Baïki en 1982.	179
A.3	Tirage avec remise d'un échantillon bootstrap	187
A.4	Précision d'estimation du taux de reconstitution du stock du sapelli à M'Baïki en fonction de la taille d'échantillon	190
A.5	Position des parcelles dans un environnement hétérogène ou homogène	200

A.6	Dispositif hybride combinant une parcelle permanente et un sentier.	203
A.7	Précision d'estimation au seuil $\alpha = 0.9$ du taux de reconstitution du stock du sapelli à M'Baïki	205
A.8	Interactions entre deux espèces en termes de réparti- tion spatiale	207
A.9	Position des parcelles dans le cas de deux espèces ayant des répartitions spatiales inhomogènes	211

Liste des encadrés

A.1	Rappel des principes de la planification d'un inventaire : cas d'un échantillonnage aléatoire simple.	153
A.2	Rôle de la variabilité environnementale dans la planification d'un dispositif permanent.	155
A.3	Historique du développement des modèles matriciels.	158
A.4	La formule de reconstitution du stock est un cas particulier de modèle de Usher.	164
A.5	Le taux asymptotique de reconstitution du stock est la valeur propre dominante de \mathbf{Y}	166
A.6	Estimateur « plug-in » de la matrice de transition de Usher.	175
A.7	Loi exponentielle tronquée.	177
A.8	Dérivée première de la fonction $\xi : \theta \mapsto X$	185
A.9	Dérivée seconde de la fonction $\xi : \theta \mapsto X$	194